

Technische Universität Dresden
Fakultät Verkehrswissenschaften Friedrich List"
Institut für Wirtschaft und Verkehr

DISSERTATION

Zur Erlangung des akademischen Grades eines doctor rerum politicarum

(Dr. rer. pol.)

Der Einfluss der Altersstruktur auf das Wachstum und die
Produktivität von Regionen

Stephan Brunow

eingereicht am: 12.06.2009

verteidigt am: 27.11.2009

begutachtet durch: Prof. Dr. habil. Georg Hirte

Prof. Dr. habil. Alexander Kemnitz

Danksagung

Einen besonderen Dank möchte ich meinem Doktorvater Prof. Dr. Hirte aussprechen, der mich stets bei Problemen unterstützte und sich Zeit für unzählige Diskussionen nahm. Den teilnehmenden Professoren sowie Kollegen unseres Mittagsseminars des Institutes für Wirtschaft und Verkehr danke ich für die Diskussionsrunden zu einzelnen Kapiteln dieser Arbeit. Weiterhin danke ich den Mitarbeitern des Forschungsdatenzentrums des Institutes für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung (IAB) in Nürnberg für die tatkräftige Unterstützung bei der Bereitstellung und Aufbereitung der Daten der IABS und des BHP, insbesondere Frau Anja Spengler sowie Herrn Nils Drews.

Meiner Frau Irina danke ich für die mentale Unterstützung während der Promotionszeit von ganzem Herzen.

Inhaltsverzeichnis

1	Einleitung	1
2	Grundlagen	3
2.1	Zusammenhang der Altersstruktur mit ökonomischen Variablen	3
2.2	Messung von Altersstruktureffekten	8
3	Effekte der Altersstruktur auf das Wirtschaftswachstum	11
3.1	Das erweiterte Solow-Modell	12
3.1.1	Modellherleitung	13
3.1.2	Resultierende Regressionsgleichungen, Diskussion und Hypothesen .	19
3.2	Wachstum in Europa	23
3.2.1	Datenbasis	23
3.2.2	Deskriptives	24
3.2.3	Regressionsergebnisse	26
3.2.4	Zusammenfassung	28
3.3	Deutsches Wirtschaftswachstum	30
3.3.1	Literaturüberblick	30
3.3.2	Implementierung des öffentlichen Kapitalstocks	34
3.3.3	Datenbasis und deskriptive Statistik	36
3.3.4	Regressionsergebnisse	51
3.3.5	Zusammenfassung	61
4	Einflüsse der Altersstruktur auf die Produktivität	63
4.1	Produktivitätseffekte bei einer Lucas-Produktionsfunktion	64
4.1.1	Motivation des Regressionsmodells	64
4.1.2	Implementierung der Altersstruktur und räumlicher Abhängigkeiten	68
4.1.3	Hypothesen	70
4.1.4	Datenbasis und deskriptive Statistik	71
4.1.5	Regressionsergebnisse	78
4.1.6	Zusammenfassung	92
4.2	Produktivitätseffekte bei monopolistischer Konkurrenz	95
4.2.1	Motivation der Schätzgleichung	96
4.2.2	Bestimmung des monopolistischen Sektors	102
4.2.3	Kontrollvariablen	104
4.2.4	Datenbasis und deskriptive Statistiken	111
4.2.5	Regressionsergebnisse	116
4.2.6	Zusammenfassung	126
5	Zusammenfassung	127
	Literaturverzeichnis	131
A	Herleitung der Wachstumsgleichung im erweiterten Solow-Modell	141

Tabellenverzeichnis

1	Deskriptive Statistiken der Altersstruktur in Europäischen NUTS-2 Regionen	12
2	Deskriptive Statistiken zentraler Variablen	25
3	Basismodell - Regressionsergebnisse zum europäischen Wirtschaftswachstum	27
4	Deskriptive Statistik der Modellvariablen (ohne log)	36
5	Altersstruktur der beschäftigten Arbeitnehmer	46
6	Korrelation der Altersstruktur der beiden Abgrenzungen	47
7	Korrelation der Modellvariablen des Regressionsmodells	50
8	Deutsches Wirtschaftswachstum - Regressionsergebnisse	52
9	Robustheitskontrolle der Ergebnisse hinsichtlich gegenwärtiger Kollinearität	57
10	Quantile Regression und der Einfluss der Altersstruktur	59
11	Modellübersicht des Lucas-Ansatzes	70
12	Überblick der alten und neuen Humankapitalabgrenzung	72
13	Überblick wesentlicher Modellvariablen	78
14	Räumliche Tests des Lucas-Modells	81
15	Basismodell - Regressionsergebnisse der Lucas-Produktionsfunktion	82
16	Modelle mit Altersstruktur - Regressionsergebnisse	85
17	Robustheitskontrolle: Interaktionsterme mit dem Ost-Dummy	90
18	Robustheit: Direkte Nachbarschaftsmatrix bei neuer Humankapitaldefinition	91
19	Robustheit: Verschiedene Nachbarschaftsmatrizen und Altersstruktur	93
20	Deskriptive Statistiken der Modellvariablen	111
21	Korrelation der Modellvariablen	113
22	Deskriptive Statistik der Altersstruktur	114
23	Vergleich der Abgrenzung nach dem relativen Humankapitalinput und dem EG-Index	116
24	Fixe Effekte IV-Schätzungen ohne Altersstruktur	118
25	Fixe Effekte IV-Schätzungen mit Altersstruktur	121
26	Zufällige Effekte IV-Schätzungen mit Altersstruktur	124
27	IV-Schätzungen mit und ohne Altersstruktur bei der EG-Abgrenzung	125

Abbildungsverzeichnis

1	Reales Bruttoinlandsprodukt und regionales Wachstum in Europa	26
2	Verteilung der Wachstumsraten nach Perzentilen über Deutschland	37
3	Wachstumsrate und $\ln y_0$ deutscher Regionen für 1996-2005	38
4	Öffentliche Sachinvestitionen und jährliches Pro-Kopf-Wachstum	40
5	Kerninfrastrukturdichte und Bevölkerungsdichte deutscher Regionen	41
6	Verteilung der regionalen Altersanteile getrennt nach Ost- und West	48
7	Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 1	74
8	Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 2	75
9	Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 3	76
10	Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 4	77
11	Verteilung des Humankapitals getrennt nach Ost und West für die alte und neue Definition	79
12	Ansiedlung und Konzentration von Industrien innerhalb Deutschlands	80

1 Einleitung

Alle Bereiche ökonomischer Aktivitäten werden durch einzelne Personen oder Personengruppen beeinflusst. Dabei weist jede einzelne Person individuelle Eigenschaften auf, die ihre Erfolgchancen als Einzelmitglied der Wirtschaft teilweise bedingen. Zu diesen Charakteristiken gehören unter anderem der erreichte Schulabschluss, der im Verlauf des Erwerbslebens gesammelte Erfahrungsschatz, das Geschlecht und die ethnische Herkunft. Basierend auf den Vorschlägen der Humankapitaltheorie leiten sich möglicherweise aufgrund der individuellen Eigenschaften Produktivitätsunterschiede im Gruppenvergleich ab. Letztlich ist die Signifikanz der potentiellen Unterschiede eine empirische Fragestellung. Von Interesse ist neben den Gruppenunterschieden auch der Produktivitätsverlauf im Alterungsprozess innerhalb einer Gruppe. Hier bietet die Humankapitaltheorie eine Basis: Durch das Sammeln von Erfahrungswissen kommt es zu einer Produktivitätssteigerung im Erwerbsleben. Allerdings könnten diese Gewinne durch Veraltern des gesammelten Wissens oder natürliches Vergessen geschmälert werden. In der theoretischen Literatur geht man deshalb von einem umgekehrt u-förmigen Verlauf des Produktivitätsprofils durch Alterung aus. Die Überprüfung dieser These ist eine empirische Frage.

Diese Arbeit knüpft an der Überlegung des Produktivitätsprofils an. Wenn es tatsächlich zu einer Produktivitätssteigerung im Alterungsprozesses kommt, so ist zu erwarten, dass aggregiert auf regionaler Ebene eine bessere ökonomische Performanz zu erwarten ist, wenn der Anteil an Personen mit dem höchsten Erfahrungswissen tendenziell größer ist. Das Ziel dieser Arbeit ist es, diese These anhand empirischer Untersuchungen auf Signifikanz zu prüfen.

Die Arbeit ist folgendermaßen strukturiert: Zunächst wird die existierende Literatur zusammengefasst, die den Effekt der Altersstruktur auf ökonomische Variablen untersucht. Dabei kristallisiert sich heraus, dass das Alter von Personen oder Gruppen durchaus einen relevanten Einfluss ausübt. In der Literaturstudie wird ersichtlich, dass Studien zur Altersstruktur auf regionaler Ebene selten sind. Diese Lücke soll im Rahmen dieser Arbeit etwas weiter geschlossen werden.

An den Literaturteil anknüpfend werden Möglichkeiten genannt, um Alterseffekte auf regionaler Ebene empirisch nachzuweisen. Dabei werden allgemein verfolgbare Ansätze vor-

gestellt und diskutiert. Es zeigt sich, dass neben anderen Alternativen das Schätzen von Wachstumsgleichungen oder Produktionsfunktionen möglich ist. Diese Konzepte sollen in den folgenden Teilen der Arbeit verfolgt werden.

Im Teil 3 wird für europäische und deutsche Regionen ein Wachstumsmodell in Anlehnung an die Arbeit von Mankiw, Romer und Weil (1992) geschätzt. Dabei werden die regionale Altersstruktur beziehungsweise öffentliche Investitionen eingebaut und verschiedene statistische Verfahren angewandt. Generell zeigen sich Effekte der Altersstruktur auf das Wirtschaftswachstum.

Das darauffolgende Kapitel 4 befasst sich mit Unterschieden in der regionalen Produktivität. Im ersten Teil des Abschnittes wird eine von Lucas (1988) vorgeschlagene Produktionsfunktion zugrunde gelegt und eine Querschnittsstudie angefertigt. Um vertiefende Einblicke zu gewinnen, erfolgt anschließend eine Panel-Studie, die sich an Baldwins (1999) theoretischer Basis anlehnt.

In Kapitel 5 werden die gefundenen Resultate zusammengefasst.

2 Grundlagen

Das Ziel der Arbeit ist es, Unterschiede in der regionalen Performanz aufgrund verschiedener altersstruktureller Zusammensetzungen empirisch zu identifizieren. In diesem Kapitel soll zunächst ein Literaturüberblick über Studien gegeben werden, die sich mit Effekten des Alters befassen. Basierend auf der Humankapitaltheorie wird herausgearbeitet, warum die Implementierung der Altersstruktur ökonomische Modelle bereichern kann. Im zweiten Teil des Kapitels erfolgt eine Diskussion von Methoden und Konzepten zur Effektmessung, um damit die Grundlage für die empirischen Arbeiten zu schaffen.

2.1 Zusammenhang der Altersstruktur mit ökonomischen Variablen

Dieses Kapitel widmet sich der Aufarbeitung der bestehender Literatur hinsichtlich des Einflusses des Alters von Personen oder der Altersstruktur von Gruppen auf ökonomische Variablen.

Die Berücksichtigung des Alters in ökonomischen Modellen findet eine Begründungen in der Humankapitaltheorie bereits Anfang der sechziger Jahre des vergangenen Jahrhunderts durch die Arbeiten von Schultz (1962) und Becker (1962, 1964). Die generelle Bedeutung von Humankapital und deren Signifikanz auf das Wirtschaftswachstum ist weitgehend anerkannt¹. Grundlegend stellen Bildung und Wissensakkumulation den Untersuchungsgegenstand der Humankapitaltheorie dar². Die Entscheidung der (individuellen) Zeit, die man in Schulbildung verbringt, basiert auf einem intertemporalen Maximierungskalkül, in dem die Kosten der Bildung bzw. der gegenwärtige Einkommensverzicht den resultierenden Gewinnen eines weiteren Schuljahres oder Abschlusses gegenübergestellt werden³. Ein ähnliches Problem liegt bei der Entscheidung der Weiterbildung nach der formalen Schulqualifikation zugrunde. Hofmann (2001) stellt heraus, dass Humankapital ansich in der Definition auf Fähigkeiten begrenzt wird bzw. werden sollte, die durch Bildungsprozesse wie Schulabschluss oder sogenanntes „on the job training“ erlernt werden, da genetisch bedingte angeborene Fähigkeiten und Begabung nur schwer quantifizierbar sind. In die-

¹Vgl. z.B. Nelson und Phelps (1966), Lucas (1988), Romer (1990), Grossman und Helpman (1991), Mankiw, Romer und Weil (1992), Benhabib und Spiegel (1994), Bils und Klenow (2000), Barro (2001), Krueger und Lindahl (2001), Hartog und van den Brink (2007) oder Pritchett (2008).

²Vgl. Lazear (1998).

³Vgl. Ben-Porath (1967), Mincer (1974), Johnes (1993).

ser Arbeit wird die sehr allgemeine Definition des Humankapitals nach Hofmann (2001) verwendet.

Im Fokus der Untersuchung der Humankapitaltheorie stehen folglich vorerst einzelne Individuen. Die (Weiter-) Bildung wird als Prozess der Humankapitalakkumulation und die dazu nötigen Bildungsaufwendungen als Investition in das Humankapital gesehen. Schultz (1962) sieht das Humankapital als eine Fähigkeit die an das Individuum untrennbar gebunden ist. Daraus resultiert, dass Investitionen in den individuellen Humankapitalbestand als eine Quelle für höheres Einkommen (in Zukunft) angesehen werden kann. Der Einfluss des Alters auf den Fähigkeits- und Wissensbestand des Einzelnen ist folglich indirekt gegeben durch den natürlichen Alterungsprozess. Der angestrebte Schulabschluss, „learning by doing“, das bereits erwähnte „on the job training“ aber auch Vergessen oder Veralterung des Wissens (Obszoleszens) verändern den Humankapitalbestand des Individuums im Zeitverlauf.

Interessant ist, dass der Zeithorizont der zusätzlichen Erträge durch Weiterbildung im Erwerbsleben stets abnimmt und folglich die Kosten zur Amortisation geringer ausfallen müssen. Becker (1964) argumentiert, dass der Zeitaufwand um Humankapital zu bilden, für einen abnehmenden Grenznutzen der Humankapitalinvestitionen von Bedeutung ist.

Es zeichnet sich ab, dass eine zusätzliche Qualifikation im Alter weniger rentabel erscheint, was die Studien von Welch (1979) sowie Fair und Dominguez (1991) bestätigen. Sie finden Evidenz dafür, dass Investitionen in Humankapital altersspezifisch sind.

Unabhängig von der altersstrukturellen Zusammensetzung steht der generelle Einfluss von Bildung und Humankapital auf die Produktivität bzw. auf regionale Produktivitätsunterschiede im Fokus der wissenschaftlichen Untersuchungen⁴. Unter anderem argumentieren Rauch (1993), Kosfeld et al. (2006) oder Moretti (2004a), dass neben dem reinen Bestand an Humankapital eine wesentliche Determinante zur Produktivitätssteigerung die Ausweitung des Humankapitalstocks darstellt.

Wie Schultz bereits argumentiert, verbindet man mit verschiedenen Humankapitalniveaus unterschiedliche Lohnniveaus. Aus mikroökonomischer Sicht ist ein höherer Lohn möglich, wenn die Grenzproduktivität steigt. Man kann schlussfolgern, dass Unterschiede in der

⁴Vgl. Jacobs (1969), Sveikauskus (1976), Moomaw (1983), Carlino und Voith (1992), Rauch (1993) oder DiGiacinto und Nuzzo (2006).

Humankapitalausstattung bedingt durch verschiedene Qualifikationsniveaus oder durch Erfahrungswissen und das (individuelle) Alter verschiedene Produktivitäten bedingen. Empirisch lässt sich dieser Zusammenhang beispielsweise unter Verwendung der sogenannten Mincer-Lohnungleichung überprüfen (Mincer 1974). Dabei liegt das Hauptaugenmerk auf der Quantifizierung des Ausmaßes einer Bildungsinvestition auf individueller Ebene bzw. aus gesellschaftlicher Sicht. Es steht der individuelle oder durchschnittliche (regionale) Lohn in Abhängigkeit vom Bildungsniveau, der gesammelten Erfahrung sowie dem Alter im Mittelpunkt der Untersuchung. Weitere Kontrollvariablen wie die ethnische Herkunft, die Religion, das soziale Umfeld oder das Geschlecht werden in die empirischen Studien aufgenommen⁵. Viele Studien belegen einen umgekehrt u-förmigen Verlauf des Effektes des Alters auf das Einkommen aus individueller und gesellschaftlicher Sicht⁶. Lazear und Moore (1984) stellen fest, dass der Lohn für Selbständige über den Lebenszyklus hinweg konstant, d.h. altersunabhängig ist. Kotlikoff (1988) hingegen weist einen schwach umgekehrt-u-förmigen Verlauf nach. Weitere Studien, die in Skirbekks Arbeit (2004) analysiert werden, unterstützen die Altersabhängigkeit des individuellen Lohns. Zusammenfassend kann leider nicht von einem eindeutigen Muster des Altersprofils auf individueller Ebene ausgegangen werden.

Einen Zusammenhang zwischen Bildungsinvestitionen und daraus resultierenden sozialen Zugewinnen können Ciccone und Peri (2006) oder Acemoglu und Angrist (2000) nicht nachweisen. Der Überblicksartikel von Belzil (2007) vergleicht weitere Studien. Es zeigt sich, dass Bildungsinvestitionen in verschiedenen Alterskohorten nicht zwingend zu gesellschaftlichen Zugewinnen führen.

Es wurde bereits argumentiert, dass der (individuelle) Humankapitalbestand von der Bildungsausstattung abhängt. Im Zeitverlauf kann der Bestand durch Weiterqualifikation erhöht werden. Aufgrund von Unterbrechungen in der Erwerbsbiographie kann es zu einer Senkung des individuellen Humankapitalbestandes kommen. Mit dem Einfluss von Erwerbspausen befassen sich unter anderem Becker (1993) oder Achatz et al. (2004). Im Mittelpunkt der Untersuchung stehen bei diesen Studien Erwerbspausen aufgrund von Kin-

⁵Vgl. Ammermüller und Dohmen (2004).

⁶Vgl. z.B. Mincer (1974), Rauch (1993), Heckman et al. (2003), Moretti (2004a), Dalmazzo und Blasio (2007).

dererziehung. Achatz et al. (2004) argumentieren, dass langjährige Bildungsinvestitionen (Studium) bei Frauen im Vergleich zu Männern weniger ertragsreich ausfallen. Weiterhin finden sie Evidenz einer verminderten Investitionstätigkeit in Humankapital während der Erwerbspause, was intuitiv logisch erscheint. Zwar beziehen sich die Erwerbspausen in diesem Fall auf Kindererziehung durch Frauen, man kann allerdings feststellen, dass Unterbrechungen in der Erwerbsbiographie offenbar zu einer Minderung des individuellen Humankapitalbestandes führen. Es zeichnet sich ab, dass Alterskohorten, bei denen die Kindererziehung von Relevanz ist, tendenziell einen durch Erwerbspausen geminderten Humankapitalbestand aufweisen.

Neben den möglichen Produktivitätseffekten durch verschiedene Bildungsniveaus von Humankapital sind weitere Effekte der Altersstruktur (in Verbindung mit Humankapital) zu nennen.

Wissensakkumulation, so Lucas (1988), bzw. die Ausstattung an Wissen (Romer 1990) führen zu Wirtschaftswachstum im Rahmen der Modelle mit endogenem Wachstum. Acs et al. (2006) kritisieren, dass nicht nur die Investition in Wissen entscheidend ist, sondern auch das Umsetzen neuen Wissens. Als Kontrollvariable für das Anwenden neuen Wissens verwenden Acs et al. Firmenneugründungen. Die Idee ist, dass neues Wissen, wenn es erfolgreich umgesetzt wird und zu einem marktreifen Produkt führt, eine Firma gegründet wird, die dieses Produkt erzeugt. Bönte et al. (2007) untersuchen Firmenneugründungen auf regionaler Ebene im Zusammenhang mit der Altersstruktur der Bevölkerung. Sie finden einen positiven signifikanten Zusammenhang zwischen Firmenneugründungen bei wissensbasierten, humankapitalintensiven Industrien und der Altersstruktur.

Auf Firmenebene werden auch Produktivitätsstudien durchgeführt (z.B. Hellerstein et al. 1999). Dazu wird in der Regel auf Daten von Betriebsstätten zurückgegriffen. Resultierende (regionale) Unterschiede werden auf Agglomerationsexternalitäten sowie das durchschnittliche verfügbare regionale Humankapital zurückgeführt⁷. Moretti (2004b) fügt dem Ansatz die regionale Altersstruktur der Bevölkerung als ein Instrument für die Wissensausstattung bei. Haltiwanger et al. (1999) vermuten Produktivitätsunterschiede aufgrund der

⁷Vgl. Rigby und Esslezbichler (2002), Moretti (2004b), Ciccone und Peri (2006) oder Baldwin et al. (2008).

Beschäftigtenstruktur, insbesondere der Altersstruktur innerhalb der Firma. Die Ansätze berücksichtigen zwar die Altersstruktur, jedoch nicht separat die der Humankapitalträger. Die meisten Studien⁸, die auf Firmenebene die Altersstruktur implementierten, schließen auf einen umgekehrt u-förmigen Verlauf der Produktivität hinsichtlich des durchschnittlichen Alters der Beschäftigten.

Die Studien von Lindh und Malmberg (1999) für OECD-Länder, Persson (1999) für Schweden und US-Staaten, Bhatta und Lobo (2000) für die USA, sowie für europäische NUTS-2 Regionen von Brunow und Hirte (2006), belegen einen signifikanten Einfluss der Altersstruktur auf das regionale Wirtschaftswachstum. Unterschiede bestehen jedoch hinsichtlich der Frage, welche Altersgruppe am produktivsten ist und somit am stärksten wachstumsfördernd wirkt. Die Studien von Sarel (1995) sowie Feyrer (2007) belegen ebenfalls den Einfluss der Demografie auf die Pro-Kopf-Produktion.

Es zeigt sich, dass theoretische Arbeiten und empirische Studien den Effekt von Bildung und Humankapital auf die Produktivität nachweisen. In der Literatur wird Evidenz gefunden, dass wesentlich ökonomische Variablen wie beispielsweise Einkommen, Firmengründungen, Innovation und Wachstum durch Altersunterschiede beeinflusst werden. Allerdings sind auf regionaler aggregierter Ebene bisherige empirische Erkenntnisse selten. Diese Lücke soll im Folgenden weiter geschlossen werden.

In dieser Arbeit soll nicht im Besonderen auf Bildung sowie Akkumulation von Wissen und deren Auswirkungen auf wirtschaftliche Aktivitäten eingegangen werden. Zwar bildet die Anreicherung von Wissen das Fundament der Humankapitaltheorie, jedoch steht das Alter von Personen oder die regionale Altersstruktur in enger Verknüpfung mit der Theorie. Kommt es im Zeitverlauf zu einer individuellen Anhäufung an Humankapital, so kann dies indirekt in der Altersstruktur gemessen werden. Steigt das individuell gebildete Humankapital bis beispielsweise 50 Jahre an, so ist zu vermuten, dass der (unbeobachtbare) Bestand des aggregierten regionalen Humankapitals relativ höher sein wird, wenn der Anteil der 50jährigen in der Region steigt. Wie bereits zu vermuten ist, werden verschiedene Alterskohorten ihre Spezifika aufweisen. So könnte die Personengruppen zwischen 25 bis

⁸Z.B. Hellerstein et al. (1999), Hellerstein und Neumark (2004), Ilmakunnas und Maliranta (2005). Zu einem umgekehrten Ergebnis kommen Hellerstein und Neumark (1995) oder Haltiwanger et al. (1999) mit gemischten Resultaten.

40 Jahren weniger produktiv sein, da in dieser Zeit Erwerbspausen durch Kindererziehung von besonderer Relevanz sind.

Ziel dieser Arbeit ist es, solche Kohorteneffekte zu quantifizieren und ihre potentielle Relevanz zu prüfen. Das folgende Kapitel gibt einen Überblick darüber, welche Möglichkeiten bestehen, Effekte der Altersstruktur unter Verwendung von Regressionstechniken zu identifizieren.

2.2 Messung von Altersstruktureffekten

Im vorangegangenen Kapitel wurde ersichtlich, dass die (regionale) Altersstruktur durchaus die ökonomische Variablen beeinflusst. In diesem Kapitel soll ein kurzer Überblick darüber gegeben werden, wie man generell solche Effekte empirisch nachweisen kann. Im Fokus der Untersuchung von Rosenthal und Strange (2004) steht das Messen von Agglomerationsvorteilen. Die dort genannten Möglichkeiten lassen sich jedoch generell als Ansätze zur Effektmessung übertragen und sollen daher genannt werden. Die Autoren fassen die Methoden und Herangehensweisen für Schätzungen in folgende drei Gruppen zusammen:

1. Messung anhand der Produktionsfunktion,
2. Messung anhand einer Wachstumsgleichung für
 - die Faktoreinsätze (bspw. Arbeit)
 - die Firmenzahl (Neugründungen) oder
 - die Produktionsfunktion (Wachstum des Bruttoinlandproduktes),
3. Messung anhand einer Faktorpreisgleichung für
 - Arbeit (Lohn) sowie
 - Renten (Kapitalerträge, Boden).

Alle Ansätze haben Vor-, aber auch Nachteile. Das Schätzen der Produktionsfunktion benötigt beispielsweise nur die Faktoreinsätze. Dabei wird allerdings das relative Preisverhältnis zwischen den Faktoren vernachlässigt. Dem könnte man durch ein simultanes Schätzen der Produktionsfunktion mit den Faktoreinsätzen, zum Beispiel den bedingten Faktornachfragen, entgegenwirken. Dies setzt allerdings eine Verfügbarkeit von Daten voraus. Ein anderer Weg, um Optimalbedingungen zu berücksichtigen, ist das Schätzen einer Wachstumsgleichung. Im folgenden Teil der Arbeit wird dies auch anhand des Modells von Mankiw, Romer und Weil (1992) durchgeführt. Das Modell reduziert sich soweit auf

eine Schätzgleichung. Die dafür notwendigen Daten liegen auf regionaler Ebene vor, was einen Vorteil des Ansatzes darstellt. Das Schätzen einer Wachstumsgleichung hat allerdings den Nachteil, dass man aufgrund der Konstruktion der Wachstumsrate lange Zeitreihen benötigt, um entweder letztlich (nur) eine Querschnittsanalyse durchzuführen oder eine Panel-Schätzung für relativ wenige Beobachtungen je Region vorzunehmen. Im Hinblick auf die Identifikation von Altersstruktureffekten auf regionaler Ebene ist das Verwenden von kurzen Zeitperioden in einer Panelanalyse wenig sinnvoll, da sich die Altersanteile der verschiedenen Kohorten im Zeitverlauf nur sehr langsam verändern. Insignifikante Ergebnisse wären die Folge. Insofern erscheint eine Querschnittsbetrachtung sinnvoller, da die „between-Variation“ größer ausfallen wird als eine „within-Variation“.

Das Schätzen von Faktorpreisgleichungen hat den Vorteil, dass Optimalbedingungen Berücksichtigung finden. Die Methode kann für verschiedene Aggregationsebenen angewandt werden. In aller Regel werden in dem theoretischen Modell mehrere Faktoren in der Produktion eingesetzt. Betrachtet man nur eine Faktorpreisgleichung (zum Beispiel den Lohn), werden gegebenenfalls Korrelationen zwischen den Faktorpreisen unberücksichtigt bleiben, sodass eine Verzerrungen und Inkonsistenz der Schätzergebnisse zu erwarten ist⁹. Als Abhilfe können Gleichungssysteme verwendet werden; dies setzt allerdings wieder eine gute Datenbasis voraus.

In Gegenwart ökonometrische Probleme sind die Schätzergebnisse dementsprechend vorsichtig zu interpretieren. Sind beispielsweise nicht alle Daten des theoretischen Modells verfügbar, hat man das Problem der fehlenden Variablen. Die geschätzten Koeffizienten der aufgenommenen Variablen können dann verzerrt sein¹⁰. Vorausgesetzt, alle Daten sind vorhanden, tritt in aller Regel das Problem der Endogenität auf, d.h. erklärende Variablen hängen indirekt von der zu erklärenden oder anderen Variablen ab¹¹. In diesem Fall bieten sich Mehrgleichungssysteme als Lösung an¹².

Eine weitere weit verbreitete Lösungsmöglichkeit der Instrumentisierung endogener Variablen ist das Verwenden zeitverzögerter Werte der unter Verdacht stehenden Variablen.

⁹Vgl. Greene (2005), Kapitel 15.

¹⁰Vgl. Chatterjee und Price (1991), Kapitel 8.

¹¹Vgl. Judge et al. (1985), Kapitel 14.

¹²Für ein umfassenderes Modell stellt sich wieder das Problem der Datenverfügbarkeit ein.

Man verwendet beispielsweise den Wert von vor beispielsweise 5 oder 10 Jahren, um den gegenwärtigen Wert zu instrumentieren.

Im Rahmen dieser Arbeit findet die Altersstruktur besondere Beachtung. Da auf regionaler Ebene gearbeitet wird, werden Kohorten zusammengefasst und deren Anteile in den Schätzgleichungen implementiert. Das Verwenden zurückliegender Altersanteile zur Instrumentalisierung gegenwärtiger Anteile weckt das Problem, dass die Instrumente für jüngere Altersgruppen stark mit älteren zu instrumentalisierenden Kohorten korrelieren, da die heute älteren Kohorten als Instrumente für jüngere Kohorten eingesetzt werden. Damit erscheint eine Verwendung zeitverzögerter Werte für Altersanteile nicht sinnvoll. Das Verwenden von Anteilswerten in einer Schätzgleichung wirft zusätzlich das Problem der Multikollinearität auf. In der Gegenwart von solchen Kollinearitäten können die Schätzer nicht separat betrachtet werden. Sie können verzerrt, insbesondere überschätzt sein und hohe Standardfehler aufweisen, was schließlich zur Insignifikanz führt.

Die genannten methodischen aber auch statistischen Probleme sind je nach Problemstellung und Messung zu berücksichtigen. Eine vertiefende Diskussion um die statistischen Probleme soll hier allerdings nicht erfolgen.

In den folgenden Teilen werden zwei Ansätze zur Identifikation von einer möglichen Altersabhängigkeit auf ökonomische Variablen verfolgt. Im folgenden Teil der Arbeit wird das erweiterte Solow-Wachstumsmodell nach Mankiw, Romer und Weil (1992) angewandt. Dabei wird eine Wachstumsgleichung des Outputs pro Kopf hergeleitet und für europäische NUTS-2 Regionen sowie deutsche Arbeitsmarktregionen geschätzt.

Der anschließende Teil widmet sich der Schätzung regionaler Produktionsfunktionen. Zunächst wird eine Produktionsfunktion in Anlehnung an Lucas (1988) geschätzt. Da es sich dabei um eine Querschnittsstudie handelt, wird im darauffolgenden Kapitel eine Produktionsfunktion unter Berücksichtigung der konzeptuellen Ideen von Baldwin (1999) entwickelt, die sich für eine Panelstudie eignet¹³.

¹³In dem Ansatz nach Lucas wird ein Kapitalstock vorausgesetzt. Dieser ist jedoch nicht ohne methodische Probleme für Deutschland konstruierbar. Daher wird ein Ansatz gewählt, der ohne Kapitalstock auskommt.

3 Effekte der Altersstruktur auf das Wirtschaftswachstum

In theoretischen Arbeiten zum Wirtschaftswachstum wurde bisher kein Modell entwickelt, welches den direkten Einfluss der regionalen Altersstruktur bestimmt. Allerdings findet das Bevölkerungswachstum eines Landes oder einer Region Verwendung und ist ausschlaggebend für das Wirtschaftswachstum. Geht man beispielsweise von einem negativen Schock auf die Geburtenrate aus, sodass das Bevölkerungswachstum auf eine neue Rate absinkt, wird es in folgenden Perioden dazu kommen, dass relativ mehr alte Menschen in der Region wohnen und arbeiten, bis sich ein neues langfristiges Gleichgewicht einstellt. Mit Mikrosimulationsmodellen kann man komparative Statik betreiben und die Effekte der Alterung bis hin zum neuen Gleichgewicht berechnen. Es ändert sich entlang des Übergangspfades von Jahr zu Jahr die relative Zusammensetzung der Bevölkerung im Hinblick auf das Alter. Tritt der „Schock“ auf die Geburtenrate zu unterschiedlichen Zeitpunkten oder von unterschiedlicher Stärke in einzelnen Regionen ein, so unterscheidet sich im Übergangspfad die altersstrukturelle Zusammensetzung der Bevölkerung im regionalen Vergleich. Dadurch erzeugte Effekte wie regional verschiedene Löhne könnten beispielsweise Migrationsströme auslösen, verzerrende Effekte verstärken und Disparitäten fördern.

Brunow/Hirte (2006) zeigen für europäische NUTS-2 Regionen Unterschiede in der Wachstumsrate auf. Sie verwenden fünf verschiedene Alterskohorten, deren relative Anteile in Tabelle 1 deskriptiv beschrieben werden. Es wird ersichtlich, dass über die europäischen Regionen hinweg die Spanne der verschiedenen Kohortenanteile groß ist. Es gibt Regionen, in denen weniger als 10% der Bevölkerung im Alter von 60-74 Jahren sind. Auf der anderen Seite gibt es eine Region, in der fast ein Viertel der Bevölkerung dieser Kohorte angehört. Es lässt sich vermuten, dass die Zusammensetzung der Altersstruktur Unterschiede im regionalen Wachstum beeinflusst.

Das folgende Kapitel gibt einen kurzen Überblick über verschiedene Wachstumsmodelle und stellt eine Erweiterung des Modells von Mankiw, Romer und Weil (1992) genauer vor. Dieses eignet sich als ein mögliches Basismodell zur Messung altersspezifischer Effekte auf das Wirtschaftswachstum von Regionen. Anschließend werden zwei empirische Studien präsentiert, die das Wirtschaftswachstum europäischer und deutscher Regionen untersuchen.

Tabelle 1: Deskriptive Statistiken der Altersstruktur in Europäischen NUTS-2 Regionen

Kohortenanteil	Mittel	s.d.	Minimum	Maximum
0-14 Jahre	0.185	0.025	0.116	0.250
15-29 Jahre	0.217	0.020	0.185	0.277
30-44 Jahre	0.242	0.014	0.210	0.281
45-59 Jahre	0.199	0.016	0.142	0.235
60-74 Jahre	0.158	0.022	0.090	0.226
N=197				

3.1 Das erweiterte Solow-Modell

Solow (1956) entwickelt ein theoretisches Modell zur Erklärung von Wirtschaftswachstum. Ausgehend von einer neoklassischen Makroproduktionsfunktion mit Arbeits- und Kapitaleinsatz zeigt Solow, dass bei gegebener exogener Sparquote sowie Bevölkerungswachstum unterschiedliche Steady-State Werte des Einkommens im Ländervergleich erzielt werden können. Solows Modell bildet eine wesentliche Basis für die Wachstumstheorie. Ein Vorteil des Ansatzes ist, dass er relativ leicht empirisch zu testen ist. Es ist allerdings kritisch festzuhalten, dass Sparquote und Bevölkerungswachstum exogen vorgegeben werden. Die Arbeiten von Cass (1965) und Koopman (1965) griffen die Arbeit von Ramsey (1928) auf, was zum heutigen sogenannten Ramsey-Modell führt. Dort wird die Sparquote durch die Modellierung einer intertemporalen Haushaltsentscheidung endogenisiert. Weitere theoretische Arbeiten zur Endogenisierung des Bevölkerungswachstums existieren¹⁴.

Je nachdem, welche Wachstumsmodelle man unterstellt, bewegt man sich in „traditionellen“ Ansätzen oder in Modellen der endogenen Wachstumstheorie. Bei Modellen der endogenen Wachstumstheorie bilden beispielsweise im Zeitverlauf fallende Grenzkosten den „Motor“ weiteren Wachstums.

Viele Erweiterungen des Solow-Modells führen weitere Variablen in das einfache Modell ein. So wird technischer Fortschritt zugelassen oder weitere Produktionsinputs wie öffentliche Ausgaben oder Humankapital berücksichtigt. Auch diese erweiterten Modelle ermöglichen es, relativ einfache empirische Schätzgleichungen abzuleiten.

Solow unterstellt zwei Produktionsfaktoren: physisches Kapital und Arbeit. Theoretische

¹⁴Vgl. Barro und Sala-I-Martin (1995), Kapitel 9.2.

Arbeiten und empirische Studien belegen, dass der Einfluss von Humankapital auf die wirtschaftliche Entwicklung nicht vernachlässigt werden sollte, d.h. Humankapital sollte als zusätzlicher Produktionsfaktor aufgenommen werden. Mankiw, Romer und Weil (MRW) (1992) erweitern das Solow-Modell um den Faktor Humankapital und gehen weiterhin von einer linear homogenen Produktionsfunktion aus. Dabei steht die Wirtschaftswachstumsrate beziehungsweise das Einkommen pro Kopf in Abhängigkeit von der Bildung neuen Humankapitals (der „Sparquote“ für Humankapital) oder vom Bestand des Humankapitals im Fokus der Untersuchung. Becker, Murphy und Tamura (1990) oder auch Azariadis und Drazen (1990) zeigen auf, dass die Anfangsausstattung von Humankapital die zukünftige Wachstumsrate bestimmt.

Das Modell nach MRW eignet sich, die Altersstruktur der regionalen Bevölkerung mit einzubeziehen¹⁵. Im folgenden wird das um die Altersstruktur und das Humankapital erweiterte Modell dargestellt und die resultierende Schätzgleichung entwickelt.

3.1.1 Modellherleitung

In diesem Abschnitt soll das Modell von MRW (1992) um die Altersstruktur erweitert und die resultierende empirische Schätzgleichung gewonnen werden. Die Implementierung der Altersstruktur wurde von Lindh und Malmberg (1999) vorgenommen. Ein ähnliches Vorgehen wählen Brunow und Hirte (2006), wobei ihr Ansatz noch die regionale Partizipation sowie Arbeitsmarktsituation berücksichtigt werden. Daher soll insbesondere das Modell von Brunow und Hirte (2006) näher vorgestellt werden.

Als Basis für dieses Modell wird eine Makro-Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen angenommen. Die Erweiterung durch MRW (1992) gegenüber dem Modell von Solow kennzeichnet sich durch Aufspaltung des Kapitals in physisches Kapital und Humankapital. MRW stellen in ihrer Arbeit heraus, dass die Vernachlässigung von Humankapital aus statistischer Sicht dem Problem der vernachlässigten Variablen¹⁶ entspricht. In ihrer Studie wird theoretisch und empirisch die Verzerrung der Schätzkoeffizienten dargestellt.

¹⁵Vgl. Lindh und Malmberg (1999).

¹⁶Das entspricht dem Problem der sogenannten „omitted variables“.

In dieser Arbeit wird folgende regionale Cobb-Douglas-Produktionsfunktion unterstellt

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (M_t H_t)^\beta (M_t L_t)^{1-\alpha-\beta}, \quad (1)$$

wobei Y die Produktionsmenge, K das physische Kapital, H das Humankapital, L die Arbeit und A die totale Faktorproduktivität repräsentieren. α und β sind die Technologieparameter, t der Zeitindex. Lindh und Malmberg folgend ist der Altersindex M mit k Altersklassen definiert als

$$M = \prod_{i=1}^k m_i^{\gamma_i}.$$

γ_i ist der Produktivitätseffekt der einzelnen Altersklasse i und m_i ist der Anteil der Altersklasse i an der regionalen Gesamtbevölkerung.

Wie bereits angemerkt, bestimmen sich das Bevölkerungswachstum sowie der technische Fortschritt nicht endogen. Auf eine Abbildung des technischen Fortschritts wird aufgrund fehlender Daten verzichtet.

Es wird angenommen, dass L mit gegebener, konstanter Rate n wächst. Der Zeitpfad des Arbeitsbestandes kann aus einem Anfangsbestand L_0 errechnet werden

$$L_t = L_0 e^{nt}$$

Ferner unterstellen MRW, dass Humankapital und physisches Kapital aus der Ersparnis ohne weitere Kosten erzeugt werden können.

Die Produktionsmenge kann unter Verwendung des Bruttoinlandsproduktes beschrieben werden. Es ist zu bedenken, dass Regionen unterschiedlich groß sind und daher die Werte des Bruttoinlandsproduktes durchaus variieren. Ein üblicher Ansatz der Nivellierung ist die Umrechnung in Pro-Kopf-Größen. Solow (1956) schlägt vor, die Normierung anhand des effizienten Arbeiters vorzunehmen. Eine weitere Möglichkeit ist es, mit der Zahl der Beschäftigten zu normieren. Dann wird man die Produktivitätsunterschiede zwischen Regionen feststellen können. Möchte man den generellen Wohlstand der Bevölkerung messen, ist es sinnvoll, eine Normierung unter Verwendung der regionalen Gesamtpopulation vorzunehmen. Letzteres soll hier erfolgen.

Neben dem ökonomischen Interpretationsgehalt der Normierung ist zusätzlich ein statistischer Aspekt zu nennen. Betrachtet man die absoluten Größen im Rahmen einer Regression, so wird man in aller Regel einen heteroskedastischen Störterm erhalten. Durch die Normierung und Messung in Pro-Kopf-Größen wird diesem Problem entgegengewirkt und gemildert¹⁷. Zusammenfassend kann abgeleitet werden, dass eine Normierung aus ökonomischer und statistischer Sicht sinnvoll ist.

Durch das Dividieren mit der Gesamtbevölkerung B folgt die Produktionsfunktion in Pro-Kopf-Größen¹⁸

$$y = Ak^\alpha M^{1-\alpha} (h)^\beta \left(\frac{L}{B} \right)^{1-\alpha-\beta}.$$

Mit der sogenannten „accounting-Methode“ kann der Ausdruck L/B zerlegt werden in Arbeitsmarktcharakteristiken wie die regionale Arbeitslosen- und Beschäftigtenrate sowie die Partizipationsrate der Bevölkerung. Der Ansatz hat den Vorteil, dass durch die Definition keine Störgrößen auftreten, da letztlich nur die Gesamtbevölkerung in Teilgruppen zerlegt wird. Jedoch vernachlässigt die Methode das regionale Lohnsetzungsverhalten und ist somit als unvollständig anzusehen¹⁹.

Hinter dem Ausdruck L/B verbirgt sich die Partizipationsrate $p = (L + U) / B$ sowie die Arbeitslosenrate $u = U / (L + U)$ bzw. die Beschäftigtenrate $e = (1 - u)$. Es kann somit die Beschäftigung pro Bevölkerung zerlegt werden in $L/B = p(1 - u)$. Nun ist es möglich, die Arbeitsmarktsituation in das Modell einzubeziehen.

In der Überblicksarbeit von Elhorst (2003) werden Gründe erarbeitet, weshalb die Arbeitsmarktsituation regionale Effekte bedingt. So charakterisiert die Arbeitsmarktsituation zu einem bestimmten Maße den regionalen Wohlstand. Sie kann aber auch als Indikator für die Funktionsweise des Arbeitsmarktes gesehen werden: Elhorst (2003) sieht die Partizipationsrate als Indikator für das Arbeitsangebot sowie die Beschäftigtenrate als Indikatoren für die Arbeitsnachfrage. Beide Größen werden in einer Vielzahl empirischer Studien verwendet. Dabei zeigt Elhorst auf, dass bei steigender Partizipation die Arbeitslosigkeit sinkt

¹⁷Allerdings ist zu beachten, dass das Auftreten von Heteroskedastie auch durch andere Variablen verursacht werden kann.

¹⁸Der Zeitindex t wird fallengelassen, solange er nicht für Berechnungen notwendig erscheint.

¹⁹Vgl. Elhorst (2003, S. 724).

und damit die Beschäftigung (per Definition) steigt. Es kann geschlussfolgert werden, dass die Partizipation und Beschäftigung die gleiche Wirkungsrichtung aufweisen. Dieses Ergebnis ist entscheidend für die Interpretationskraft des Ausdruckes $p(1-u)$. Es wird sich zeigen, dass in der empirischen Studie der Ausdruck $p(1-u)$ nicht getrennt betrachtet werden kann. Wirken beispielsweise die Partizipations- und Beschäftigtenrate entgegengesetzt, könnte man letztlich keine Aussage treffen, welche Wirkungsrichtung besteht - die Effekte sind nicht trennbar. Ferner ist es dann nicht möglich, Aussagen darüber zu treffen, welcher Effekt überwiegt. In diesem Fall wäre der Schätzparameter nicht interpretierbar, weder vom Vorzeichen noch vom Effekt. Da jedoch die Effekte glücklicherweise die gleiche Wirkungsrichtung haben, besteht nicht das Problem der Interpretation, wenn der Ausdruck $p(1-u)$ steigt. Das Vorzeichen und der Effekt sind aussagekräftig. Dennoch ist es aber nicht möglich, die Effekte, hervorgerufen durch steigende Partizipation bzw. Beschäftigung, zu trennen.

Die Pro-Kopf-Produktionsfunktion lautet nun

$$y = Ak^\alpha M^{1-\alpha} h^\beta [p(1-u)]^{1-\alpha-\beta}. \quad (2)$$

Die gesamte Produktionsmenge kann entweder konsumiert oder reinvestiert werden. Da hier von einer für alle Kapitalarten konstanten exogenen Sparquote s ausgegangen wird, ermittelt sich die volkswirtschaftliche Gesamtersparnis pro Kopf aus $s * y$. Dies kann entweder zur Erstellung neuen physischen Kapitals oder Humankapitals verwendet werden. Es stellt sich nun die Frage, wie hoch die Ersparnisse und damit die Investitionen in die jeweiligen Kapitalarten sein müssen. Nimmt man eine Situation an, in der sich die Volkswirtschaft im langfristigen Gleichgewicht befindet, sind im Rahmen dieses Modells die Pro-Kopf-Bestandsgrößen konstant. Anders ist dies bei Modellen mit endogenem Wachstum, bei denen sich die Wachstumsraten der Produktionsmenge oder des Kapitalstocks auf ihr langfristiges Niveau einpegeln.

Soll sich gemäß der Definition des Steady-States der Humankapitalstock beziehungsweise der physische Kapitalinput pro Kopf nicht ändern, muß zu jedem Zeitpunkt so viel an neuem Kapital erstellt werden, wie mit der Rate δ abgeschrieben wird. Es erfolgt keine

Unterscheidung der Abschreibungsrate für die zwei Kapitaltypen.

Bedingt durch Bevölkerungswachstum wird zunächst der Kapitalstock pro Kopf sinken. Deshalb muß weiteres Kapital erzeugt werden, das neben der Abschreibung des Kapitalstocks noch dem Bevölkerungswachstumsprozess entgegenwirkt. Nun lassen sich die Bewegungsgleichungen für die Kapitalarten nennen,

$$dk = \dot{k} = s_k y - (n + \delta) k, \quad (3)$$

$$dh = \dot{h} = s_h y - (n + \delta) h. \quad (4)$$

Dabei bezeichnet s_k die Sparquote physischen Kapitals und s_h die Sparquote des Humankapitals. Aus den Gleichungen (2), (3) sowie (4) lassen sich unter der Annahme der gegebenen Sparquote, Abschreibungsrate und der Bevölkerungswachstumsrate die Steady-State Werte errechnen. Die ausführliche Herleitung erfolgt im Anhang A.

Zunächst folgen die langfristigen Werte für den Kapitalstock pro Kopf k^* sowie den Humankapitalstock pro Kopf h^* , die durch Modellparameter, die Altersstruktur sowie Spar- und Investitionsquoten gegeben sind. Sie lauten

$$k^* = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} M^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left[\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)], \quad (5)$$

$$h^* = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} M^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left[\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)]. \quad (6)$$

Durch Einsetzen von k^* und h^* in (2) ergibt sich der Steady-State Wert für die Pro-Kopf-Produktion y^* ,

$$y^* = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} M^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} s_k^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} s_h^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{1}{n + \delta} \right)^{\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)]. \quad (A)$$

Unter der Annahme einer identischen Sparquote s für die Kapitalarten folgt eine vereinfachte Gleichung für den Steady-State (vgl. Brunow und Hirte 2006),

$$y^* = A^{\left(\frac{1}{1-\alpha-\beta}\right)} M^{\left(\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}\right)} \left[\frac{s}{n + \delta} \right]^{\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)]. \quad (B)$$

Die Produktionsfunktionen (A) sowie (B) lassen sich empirisch schätzen (MRW 1992). Man setzt aber voraus, dass sich die Ökonomie im Gleichgewicht befindet. Eine weitere alternative Form zu (A) stellen MRW (1992) vor. Dazu wird h^* nach s_h umgeformt und eingesetzt. Es folgt

$$y^* = A^{\frac{1}{1-\alpha}} M s_k^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (h^*)^{\frac{\beta}{1-\alpha}} \left[\frac{1}{(n+\delta)} \right]^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} [p(1-u)]^{\frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha}}. \quad (C)$$

Diese Schätzgleichung beinhaltet neben der Kapitalsparquote den (Anfangs-) Bestand an Humankapital²⁰ h^* . In der Literatur wird diskutiert, ob die Akkumulation oder der Bestand an Humankapital für Wachstum ausschlaggebend ist. Insofern ermöglichen beide Formen die Überprüfung der Relevanz. MRW (1992) schlagen vor, je nach Datenverfügbarkeit eine der beiden Schätzgleichungen zu verwenden.

Geht man nun davon aus, dass man sich nicht im Steady-State sondern in der Umgebung des langfristigen Gleichgewichts befindet, wird es zu einer Anpassung des Kapital- und Humankapitalstocks und somit zu Wachstums- oder Schrumpfungsprozessen kommen. Aus (2) lässt sich die Wachstumsrate von y herleiten. Vorausgesetzt M sowie die Partizipations- und Erwerbstätigenrate sind exogen und konstant, gilt

$$\begin{aligned} g_y &\equiv \frac{dy}{y} = \alpha \frac{dk}{k} + \beta \frac{dh}{h} \quad \text{mit} \\ d \ln(y/y^*) &= \ln y - \ln y^*. \end{aligned}$$

Die Wirtschaftswachstumsrate setzt sich aus den Wachstumsraten der Kapitalstöcke zusammen. Eine linear Approximation in der Umgebung des Steady-States führt zu

$$\frac{d \ln(y/y^*)}{dt} \equiv g_y = (1 - \alpha - \beta) (n + \delta) (-\ln y + \ln y^*).$$

Somit bestimmt sich die Wachstumsrate aus Parametern sowie der Abweichung des gegenwärtigen $y = y_0$ und des langfristigen Steady-State Wertes. Substituiert man nun

²⁰Romer (1990) sieht den Bestand an Humankapital als wesentliche Determinante für Wachstum an.

Gleichung (A) und dividiert mit $n + \delta$, folgt²¹

$$\begin{aligned} \frac{g}{(n + \delta)} = & \ln A + (1 - \alpha) \ln M + \alpha \ln s_k + \beta \ln s_h - (\alpha + \beta) \ln (n + \delta) \\ & + (1 - \alpha - \beta) \ln [p(1 - u)] - (1 - \alpha - \beta) \ln y. \end{aligned} \quad (D)$$

Diese Wachstumsgleichung ist ebenfalls empirisch schätzbar. Im folgenden sollen die hergeleiteten Gleichungen diskutiert werden.

3.1.2 Resultierende Regressionsgleichungen, Diskussion und Hypothesen

Während die hergeleiteten Steady-State Gleichungen Aussagen treffen können, welche Variablen den langfristigen Wert der Produktion erhöhen oder mindern, misst die Wachstumsgleichung die Rate, wie schnell man zu diesem Gleichgewicht konvergiert. Die Schätzgleichungen werden in der Literatur aufgrund der Einfachheit und Aussagekraft vielfach aufgegriffen, werden aber auch kritisch hinterfragt. Im Folgenden soll auf einige Aspekte separat eingegangen werden.

Diskussion Querschnitt vs. Panel: Caselli et al. (1996) nennen Parameterheterogenität zwischen Regionen aber auch Unterschiede in der Faktorproduktivität als eine Ursache für unterschiedliche langfristige Werte. Insbesondere heben sie die Rolle des regionalen Industriemixes hervor, der zu einer Parameterheterogenität führt. In der empirischen Analyse werden diese Effekte als regionalspezifische Effekte behandelt (fixe oder zufällige Effekte). MRW (1992) stellen bereits in ihrer Arbeit heraus, dass permanente Differenzen der totalen Faktorproduktivität A das Ergebnis verzerren.

Die Berücksichtigung der Heterogenität als regionalspezifischer Effekt ist allerdings kritisch zu bewerten. Wird neben regionaler Heterogenität zusätzlich Industrieheterogenität unterstellt und diese durch fixe/zufällige Effekte in Regressionsmodellen abgebildet, dann geht man davon aus, dass Abweichungen aufgrund der Branchenstruktur ausschließlich Effekte auf die totale Faktorproduktivität ausüben. Es besteht keine Möglichkeit, unterschiedliche branchenspezifische Inputfaktorproduktivitäten zu messen, d.h., es gibt keine branchenspezifischen α und β .

²¹ Alternativ können (B) oder (C) eingesetzt werden.

Im Rahmen einer Panel-Studie kann dem Problem unterschiedlicher totaler Faktorproduktivitäten durch die within-Transformation (fixe Effekte) entgegengewirkt werden. Dabei unterstellt man allerdings weiterhin konstante Faktorproduktivitäten. Für die empirische Arbeit, die europäische Regionen betrachtet, können beispielsweise länderspezifische Effekte durch Dummy-Variablen abgefangen werden.

Caselli et al. (1996) verweisen zusätzlich auf Endogenitätsprobleme. Aus diesem Grund verwenden sie zeitverzögerte Werte der erklärenden Variablen als Instrumente und wenden den Aranello-Bond-Schätzer an. Im Rahmen von Querschnittsregressionen kann eine solche Methodik nicht angewandt werden. Insofern bleibt dieses Problem ungelöst.

Diskussion Modellerweiterung um Produktionsfaktoren: Weiterhin bemerken Caselli et al (1996), dass die Erweiterung um weitere Produktionsfaktoren nicht zwingend eine Modellverbesserung bedeutet, solange Endogenitätsprobleme unberücksichtigt bleiben. Auf der anderen Seite zeigen MRW (1992), dass die Nichtberücksichtigung von wesentlichen Produktionsfaktoren das Ergebnis der bisher aufgenommenen Determinanten verzerrt.

So erweitern bspw. Cridfield und Panggabean (1995a) obiges Modell um den Faktor Infrastruktur beziehungsweise öffentliche Ausgaben, nachdem Aschauer (1989) die Debatte um deren Produktivitätseffekte eröffnete. Generell ist der Produktivitätsaspekt der Infrastruktur in seiner Stärke und Signifikanz im Hinblick auf Wachstum ungeklärt. Insbesondere bei Studien, die wirtschaftliches Wachstum untersuchen, ist der Effekt je nach Aggregationstiefe unterschiedlich und teilweise insignifikant²². Als eine weitere Determinante für Unterschiede im Wachstum sehen Castineira und Nunes (2000) den Faktor Gesundheit der Bevölkerung.

Diskussion der gemeinsamen Sparquote: Die Sparquote wird bei Brunow und Hirte (2006) für alle Kapitalarten als konstant angenommen. Diese Vereinfachung resultiert aus der Datenverfügbarkeit. Trennt man die Sparquoten für physisches Kapital und Human-

²²Holtz-Eakin (1991) oder Garcia-Mila et al. (1993) finden keinen signifikanten Einfluss der Infrastruktur auf Wachstum auf Länderebene. Cridfield (1989, 1990) hingegen weist signifikante, aber relativ geringe Effekte auf Ballungsraumbene nach - eine Aggregation der Daten auf Länderebene führt allerdings zum Verschwinden der gemessenen Effekte.

kapital, so benötigt man Daten für beide Quoten. Insbesondere für das Humankapital sind die Daten für europäische Regionen lückenhaft, sodass aus diesem Grund auf die Trennung verzichtet wurde. Der zu erwartende Effekt der Spar- beziehungsweise Investitionsrate s ist unklar: ein gegenwärtiger Konsumverzicht bedeutet ein höheres Investitionspotential. Somit tritt verstärktes Wachstum ein und ermöglicht einen höheren Konsum in Zukunft. Ist also s relativ hoch, so müsste man gegenwärtig geringere Wachstumsraten beobachten, da weniger konsumiert wird²³. Es kommt somit auf die beobachtete Zeitspanne an.

Es gibt eine generelle Diskussion über die Sparquote des Humankapitals, insbesondere die Messung. In der Studie von MRW (1992) findet der Anteil, der sich derzeit in höherer Ausbildung befindet als Approximation wieder („school enrollment“). Verschiedene weitere Studien verwenden hierbei die Anzahl an Schülern oder Studenten bezogen auf die Gesamtbevölkerung oder Erwerbspersonen. So bleiben allerdings „learning by doing“ und „on the job training“ unberücksichtigt²⁴, obgleich beide Arten der weiteren Qualifikation durchaus zur Humankapitalakkumulation beitragen.

Weitere Studien verwenden das Konzept des „educational attainment“ nach Barro und Lee (1993), welches den durchschnittlichen Bildungsstand der Bevölkerung von Personen ab 25 Jahren als Grundlage zur Messung des Humankapitals h^* ansetzt.

Beide Ansätze unterscheiden sich auch im Hinblick der Interpretation. während der Anteil der Schüler oder Studenten eher die Akkumulation von Humankapital messen, drückt der Ansatz des „educational attainment“ aus, dass der Bestand an Humankapital für Wachstumsimpulse sorgt. De la Fuente und Donenech (2006) bemerken allerdings, dass das Verwenden von Einschulungsraten als Proxy nicht deutlich trennt, ob es den Humankapitalbestand oder dessen Akkumulation quantifiziert. Es kann festgehalten werden, dass generell die Quantifizierung der Humankapitalvariablen schwierig ist.

Altersstruktur: Betrachtet man die Literatur zu Altersstruktureffekten, so ist ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Altersprofils zu erwarten. Insbesondere junge und ältere Kohorten, wie Kinder, Schüler und Rentner werden nicht wachstumsfördernd sein, da sie im gewissen Maße von Unterstützungen anderer Altersgruppen abhängig sind. Die Pro-

²³Vgl. Brunow und Hirte (2006).

²⁴Vgl. Frenkel und Hemmer (1999), S. 218.

duktivität und der Einfluss auf Wachstum der anderen Alterskohorten wird allerdings auch durch spezielle Charakteristiken der Kohorten bestimmt. Hierzu zählen Studienzeiten oder Kindererziehung, aber auch eine potentiell höhere Gefahr der Arbeitslosigkeit Älterer.

Dementsprechend kann das Altersprofil in Produktivitäts- und Arbeitsmarkteffekte eingeteilt werden. Ein Anstieg der Produktivität durch Schulbildung, dem „learning-by doing“ oder „on-the-job-training“ ist gerade in jüngeren Jahren möglich. Kotlikoff und Gokhale (1992) finden eine Spitze bei 45 Jahren und weisen einen umgekehrt u-förmigen Verlauf nach. Arbeitsmarkteffekte treten dann auf, wenn Altersgruppen spezielle Risiken oder Eigenschaften aufweisen. So könnte die Partizipations- und Erwerbstätigenrate von älteren Personen oder jungen Müttern relativ niedriger sein.

Der Argumentation folgend, ist ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Alterprofils zu erwarten.

Weitere Hypothesen: Gemäß der Hypothese der absoluten Konvergenz, führt ein anfänglich hohes Pro-Kopf-Einkommen y_0 zu niedrigerem Wachstum, ein niedriges y_0 hingegen bedingt ein stärkeres Wachstum. Somit impliziert die absolute Konvergenz einen negativen Schätzkoeffizienten von y_0 . Dies gilt jedoch nur, wenn alle Regionen zum gleichen Steady-State konvergieren. Eine relativ reiche Region, die bereits ein hohes Einkommen pro Kopf aufweist, kann eine ebenso hohe Wachstumsrate aufweisen, verglichen mit einer relativ armen Region, da unterschiedliche langfristige Gleichgewichte vorliegen²⁵. In dem Fall unterschiedlicher langfristiger Gleichgewichte spricht man von bedingter Konvergenz. Innerhalb eines Konvergenzclubs nimmt man dann wieder einen negativen Schätzer für y_0 an. Das Konzept der sigma-Konvergenz sieht vor, dass Regionen, die sich näher am langfristigen Gleichgewicht befinden, eine geringere Streuung aufweisen. Diese Überlegung kann nur unter Verwendung von Panel-Daten überprüft werden.

Wie Elhorst (2003) zeigt, ist davon auszugehen, dass eine höhere Partizipations- und Beschäftigtenrate $p(1 - u)$ eine höhere Produktion ermöglichen und folglich wachstumsfördernd wirken.

Ziel der folgenden zwei Unterkapitel ist es, den Effekt der Altersstruktur auf Wachstum zu

²⁵Vgl. Caselli et al. (1996).

ermitteln. Der nächste Abschnitt widmet sich dem Wachstum europäischer Regionen von 1995 bis 2000. Anschließend wird das deutsche pro-Kopf-Wachstum von 1996 bis 2005 untersucht. Aufgrund einer besseren Datenverfügbarkeit, können für die Deutschland-Studie weitere Kontrollvariablen wie Urbanisationsmaße oder öffentliche Ausgaben berücksichtigt werden.

3.2 Wachstum in Europa

Im vorangegangenen Kapitel wurde das Solow-Modell um Humankapital nach MRW (1992) sowie der Altersstruktur (Lindh und Malmberg 1999) erweitert und eine schätzbare Gleichung zur Bestimmung der Wachstumsrate in der Nähe des Steady-States hergeleitet. Zusätzlich konnten Arbeitsmarktdeterminanten im Modell implementiert werden - die Partizipationsrate sowie die Beschäftigtenrate²⁶. Die zugrunde liegende Schätzgleichung

$$g = \alpha_0 + \alpha_1 \ln M + \alpha_2 \ln s + \alpha_3 \ln (n + \delta) + \alpha_4 \ln [p(1 - u)] + \alpha_5 \ln y_0 + u$$

soll nun auf empirische Relevanz geprüft werden. Die Analyse orientiert sich dabei an der Arbeit von Brunow und Hirte (2006). Zu bemerken ist, dass es eine der ersten Studien ist, die sich mit der Altersstruktur im Zusammenhang mit der regionalen Entwicklung und Wachstum befasst. Es ist die erste Studie, die räumliche Korrelationen berücksichtigt.

Im Folgenden wird die verwendete Datenbasis vorgestellt, deskriptive Untersuchungen vorgenommen und verschiedene Regressionstechniken angewandt. Schließlich sollen die zentralen Ergebnisse zusammengefasst werden.

3.2.1 Datenbasis

Die für die Analyse zugrunde gelegten Daten auf NUTS-2 Ebene stammen von der Eurostat Database, insbesondere das regionale reale Bruttoinlandsprodukt (gemessen in Kaufkraftparitäten), die Bevölkerungsstruktur, die Arbeitsmarktinformationen sowie die Arbeitslosenrate. Die Bevölkerung wurde in Alterskohorten aufgeteilt, die jeweils eine Spanne von 15 Jahren umfassen. Personen über 75 Jahre wurden vernachlässigt, um missing values im Datensatz zu vermeiden, sodass insgesamt 5 Kohorten gebildet wurden (0 bis 14, 15

²⁶Vgl. Brunow und Hirte (2006).

bis 29, 30 bis 44, 45 bis 59 sowie 60 bis 74 Jahre). Die jüngste Gruppe wird als Referenz gewählt.

Die Sparquote s wurde dem Penn World Table entnommen und ist innerhalb eines Landes konstant, d.h. die Sparquote misst ausschließlich cross-country-Variationen und ist nicht in der Lage, zwischen regionalen Unterschieden innerhalb eines Landes zu diskriminieren. Die Sparquote wurde berechnet aus dem Verhältnis der Investitionen zum Bruttoinlandsprodukt. Internationale Investitionen bleiben dabei unberücksichtigt. Die Abschreibungsrate δ wurde auf 0.06 gesetzt und ist für alle Regionen identisch.

Aufgrund von Kreisreformen im Betrachtungszeitraum (1995 bis 2000) wurden einige wenige Kreise zusammengefasst. Insgesamt umfasst der Datensatz 197 Beobachtungen. Es handelt sich um eine Querschnittsanalyse.

Es ist zu beachten, dass Migrationsverhalten und Pendeln im Modell nicht explizit berücksichtigt wird. Aufgrund der regionalen Abgrenzung auf NUTS-2 Ebene ist allerdings zu vermuten, dass Pendlerverflechtungen zwischen Regionen schwächer ausgeprägt sind als Migrationsströme. Um diese regionalen Verflechtungen neben anderen unbeobachteten räumlichen Faktoren zu berücksichtigen, sollte die räumliche Struktur berücksichtigt werden und spezielle räumliche Verfahren angewandt werden²⁷.

3.2.2 Deskriptives

In Tabelle 2 werden die Variablen deskriptiv vorgestellt. Die durchschnittliche Wachstumsrate für den betrachteten Zeitraum betrug 0.291, variiert allerdings sehr stark zwischen den 197 europäischen Regionen. Auch das reale Bruttoinlandsprodukt y_{1995} weist eine hohe Variation auf. Die Hypothese der absoluten Konvergenz setzt voraus, dass mit steigendem y_{1995} die Wachstumsrate sinken soll. In folgender Abbildung 1 wird dieser negative Zusammenhang für die Stichprobe dargestellt. Der enthaltene Trend beruht auf einer einfachen Regression zwischen den abgebildeten Variablen.

Das Minimum von $n + \delta$ liegt unterhalb der fixierten Abschreibungsrate $\delta = 0.06$. Das bedeutet, dass es Regionen gibt, die einen Bevölkerungsschwund aufweisen. Dem gegenüber stehen Regionen mit starkem Bevölkerungswachstum von über 20% im betrachteten

²⁷Vgl. Anselin (1988).

Tabelle 2: Deskriptive Statistiken zentraler Variablen

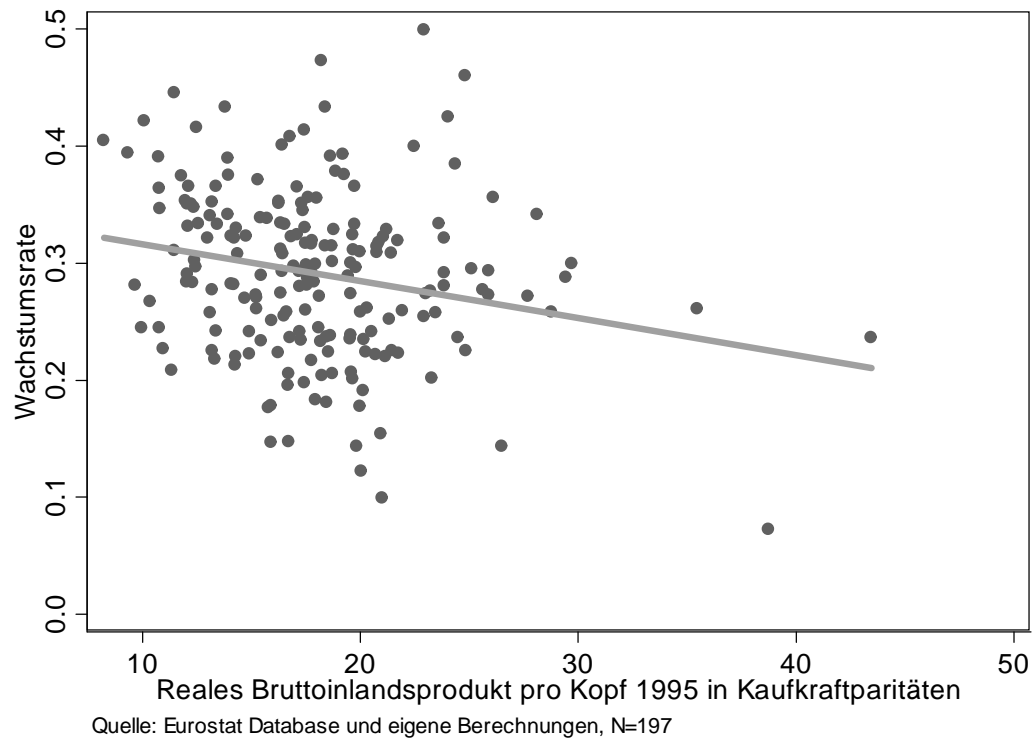
	Mittelwert	St.-Abw.	Minimum	Maximum
g	0.291	0.072	0.072	0.499
$\ln y_{1995}$	17.99	5.040	8.225	43.454
$n + \delta$	0.065	0.029	0.004	0.263
$p(1 - u)$	0.442	0.073	0.276	0.918
s	0.22	0.019	0.189	0.255
Alterskohorten - relativer Anteil				
0-14	0.185	0.025	0.116	0.250
15-29	0.217	0.020	0.185	0.277
30-44	0.242	0.014	0.210	0.281
45-59	0.199	0.016	0.142	0.235
60-74	0.157	0.022	0.090	0.226

Zeitraum.

Sehr starke Schwankungen treten auch bei der relativen altersstrukturellen Zusammensetzung der Bevölkerung auf. So weist beispielsweise die italienische Region Pescara einen Anteil an Jugendlichen unter 15 Jahren mit nur 11,5% und den höchsten Anteil an Menschen über 60 Jahren auf (22.6%). Im Kontrast dazu ist die im Datensatz jüngste Region die niederländische Provinz Flevoland mit einem Jugendanteil von 24.9% und einem Anteil an über 60jährigen von 9%. Es ist nicht überraschend, dass die niederländische Region diejenige ist, die das größte Bevölkerungswachstum aufweist und die italienische mit zu den schrumpfenden Regionen gehört. Aus den Gleichungen für die Steady-State Beziehungen geht auch hervor, dass tendenziell höhere Werte für $n + \delta$ ein niedrigeres $\ln y$ bedingen. Auch dies lässt sich für die zwei Regionen bestätigen (Flevoland $\ln y = 15.46$, Pescara $\ln y = 20.87$). Ein wenig überraschend ist, dass die Wachstumsrate in der italienischen Provinz die der niederländischen übersteigt (0.317 zu 0.233).

Nachdem nun die Daten kurz vorgestellt wurden, soll im nächsten Kapitel auf die Regressionsergebnisse eingegangen werden.

Abbildung 1: Reales Bruttoinlandsprodukt und regionales Wachstum in Europa



3.2.3 Regressionsergebnisse

In der Arbeit von Brunow und Hirte (2006) werden neben einer einfachen OLS-Regression auch Modelle geschätzt, welche räumlich bedingte Korrelationen reduzieren sollen, um effiziente und unverzerzte Schätzer zu gewährleisten²⁸. Die Regressionsergebnisse des Modells sind in Tabelle 3 abgebildet. Zusätzlich wurde eine weitere Spalte aufgenommen, die länderspezifische Dummy-Variablen berücksichtigt (Dummy-Modell). Für die räumlichen Modelle wird eine distanzbasierte Gewichtungsmatrix W verwendet²⁹.

Den Testverfahren der Modellselektion von Brunow und Hirte (2006) folgend ist das spatial-lag-Modell das geeignetste. Die Parameter für das Ausgangsniveau des Bruttoinlandsproduktes pro Kopf sind, wie zu erwarten war, negativ und signifikant. Folglich sinkt die Wachstumsrate mit steigendem Ausgangsniveau $\ln y_0$, was bereits augenscheinlich in

²⁸Die resultierenden modifizierten Schätzgleichungen sind in Brunow und Hirte (2006) präsentiert.

²⁹Die Konstruktion der Gewichtungsmatrix ist in Brunow und Hirte (2006) beschrieben.

Tabelle 3: Basismodell - Regressionsergebnisse zum europäischen Wirtschaftswachstum

g	OLS	spatial error	spatial lag	regressives Modell	Dummy- Modell
$\ln y_{1995}$	-0.004*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.003*** (0.001)	-0.004*** (0.001)	-0.002* (0.001)
$\ln(n + \delta)$	0.006 (0.011)	-0.009 (0.011)	0.002 (0.01)	0.003 (0.011)	-0.010 (0.010)
$\ln p(1 - u)$	0.013 (0.041)	0.017 (0.044)	-0.002 (0.038)	0.01 (0.041)	-0.003 (0.049)
$\ln s$	-0.223*** (0.067)	-0.137 (0.102)	-0.139** (0.064)	-0.214*** (0.068)	0.237 (0.673)
Anteil 15-29	0.400*** (0.092)	0.127 (0.143)	0.248*** (0.09)	0.329*** (0.112)	-0.028 (0.138)
Anteil 30-44	0.252** (0.116)	0.294** (0.13)	0.295*** (0.107)	0.273** (0.118)	0.387*** (0.164)
Anteil 45-59	0.211** (0.096)	0.133 (0.097)	0.191** (0.089)	0.205** (0.096)	0.054 (0.093)
Anteil 60-74	-0.025 (0.046)	-0.079 (0.062)	-0.045 (0.043)	-0.044 (0.049)	-0.044 (0.071)
Regionale Dummy's $\mathbf{W} \ln y$				-0.003 (0.003)	ausgelassen
Konstante	1.323*** (0.348)	0.810* (0.48)	0.990*** (0.328)	1.255*** (0.354)	1.052 (1.048)
λ, ρ		0.719*** (0.129)	0.623*** (0.127)		
AIC	-505.296	-514.943	-518.825	-504.590	-548.651

N=197, robuste Standardfehler in (); $p < 0.1$ *, 0.05 **, 0.01 ***

Abbildung 1 vermutet wurde. Der Effekt durch die Arbeitsmarktvariablen ist insignifikant. Eine höhere Partizipation bzw. eine niedrigere Arbeitslosigkeit führt nicht zwingendermaßen zu verstärktem Wachstum.

Der Parameter von s ist signifikant und negativ. Eine relativ höhere Sparquote führt zu geringerem Wachstum. Entgegen der theoretischen Überlegung, dass ein erhöhtes Sparen auch ein höheres Wachstum generiert, ist hier anzunehmen, dass der kurzfristige Konsumverzicht, hervorgerufen durch die relativ hohe Sparquote, die kurzfristige Wachstumsrate schmälert. Allerdings könnte es auch sein, dass die landesspezifische Sparquote landesspezifische Effekte enthält und abfängt, die ansich nichts mit der Sparquote gemein haben. Durch Aufnahme der Länderdummys kann gezeigt werden, dass $\ln s$ einen positiven Effekt

auf die Wachstumsrate ausübt. Jedoch werden dann alle bis auf die Koeffizienten von $\ln y$ und der Gruppe der 30-44jährigen statistisch insignifikant. Das Bild bestätigt sich bei einer Betrachtung räumlicher Modelle unter Berücksichtigung der Länder-Dummy-Variablen, die hier allerdings nicht zusätzlich präsentiert werden.

Unter Verwendung eines F-Tests kann für das Ergebnis von Tabelle 3 gezeigt werden, dass alle Altersvariablen zusammen einen signifikanten Einfluss auf die Wachstumsrate aufweisen. Im spatial lag Modell sind bis auf die älteste Kohorte alle Parameter positiv und hoch signifikant. Dabei ist die Gruppe der 30 bis 44 jährigen diejenige, die am wachstumsfördernden ist. Im Gegensatz identifizieren Lindh und Malmberg (1999) die Gruppe der 50-64 jährigen für OECD-Staaten als wachstumsfördernde Kohorte. Insbesondere ist hervorzuheben, dass diese Gruppe auch als einzige signifikant ist, wenn man länderspezifische Dummy-Variablen in das Modell aufnimmt. Ein F-Test auf gemeinsame Signifikanz aller Altersvariablen bestätigt wiederum, dass alle Altersgruppen zusammen einen signifikanten Einfluss im Dummy-Modell ausüben. Die Insignifikanz lässt sich auf Multikollinearitäten zurückführen, da teilweise die Standardfehler ansteigen.

Die Regressionsergebnisse erlauben, ein Muster der Altersstruktur festzustellen. Die Gruppe der 15-29 jährigen und der 45-60 jährigen ist weniger produktiv als die der 30-44jährigen. Das bedeutet, dass es einen umgekehrt u-förmigen Effekt der Altersstruktur auf das regionale Wachstum gibt, was bereits in anderen Studien identifiziert wurde³⁰. Es kann allerdings nicht genau identifiziert werden, was die Ursachen der Kohortenunterschiede sind. Der Humankapitaltheorie folgend, ist es das Erfahrungswissen und verfügbare Humankapital der einzelnen Kohorten.

3.2.4 Zusammenfassung

In der vorangegangenen ökonometrischen Studie von Brunow und Hirte (2006) wurde das um die Altersstruktur bereicherte Wachstumsmodell nach MRW (1992) sowie Lindh und Malmberg (1999) auf Evidenz für europäische Regionen getestet. Es zeigt sich, dass die Berücksichtigung der Altersstruktur durchaus das Modell bereichert und diese einen signifikanten Einfluss ausübt. Die arbeitende Bevölkerungsgruppe übt dabei einen signifikant

³⁰Vgl. Lindh und Malmberg (1999); Bhatta und Lobo (2000) weisen Einkommensdifferenzen hervorgerufen durch unterschiedliche regionale Kohortenstrukturen nach.

positiven Effekt auf das regionale reale Wachstum aus, wobei unterschiedliche Intensitäten je nach betrachteter Kohorte auftreten. Im Vergleich zur Studie von Lindh und Malmberg (1999) sind hier die unter 45jährigen und nicht die Gruppe der 50-64jährigen am wachstumsfördernden. Ungeachtet der Spitze zeigt sich ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Altersprofils. Die Studie lässt zwar keine Schlüsse über die genauen Ursachen zu. Aus der bestehenden Literatur ist jedoch zu vermuten, dass die kohortenspezifischen Wachstumsimpulse durch Erfahrungswissen erklärbar sind. Aus politischer Sicht ist es sinnvoll, Wissensakkumulation über die formale Berufsqualifikation hinaus zu fördern, um den Bestand an Humankapital zu erhöhen.

Die gefundene Evidenz soll im folgenden Kapitel bei der Betrachtung deutschen Wirtschaftswachstums gefestigt werden. Das Ziel dabei ist es, zusätzlich zur Altersstruktur den öffentlichen Kapitalstock zu berücksichtigen.

Der Kritik von Caselli et al (1996) folgend führen Unterschiede in der Faktorproduktivität sowie die Gegenwart von Externalitäten zu Unterschieden im langfristigen Gleichgewicht. Die Datenbasis von Deutschland erlaubt es, zusätzliche Maßzahlen in das Modell aufzunehmen, um so Teile der Kritik von Caselli et al. (1996) zu berücksichtigen. Des weiteren soll eine Erweiterung um den Faktor „Öffentlicher Kapitalstock“ erfolgen, um der Aschauer-Debatte (1989) gerecht zu werden.

3.3 Deutsches Wirtschaftswachstum

Im letzten Kapitel wurde untersucht, inwiefern Wachstumsunterschiede in Europa erklärt werden können. Neben „klassischen“ Determinanten, die in der Arbeit von MRW (1992) vorgeschlagen wurden, ist zusätzlich die Altersstruktur der Bevölkerung berücksichtigt worden. Allerdings konnte nur eine Wachstumsrate über einen Zeitraum von 5 Jahren aufgrund der Datenverfügbarkeit konstruiert werden. In einer solch kurzen Periode können wirtschaftliche Zyklen das Ergebnis stark beeinflussen. Wählt man hingegen Deutschland als Untersuchungsfeld, so kann auf eine längere Zeitreihe zurückgegriffen werden. Aufgrund einer generell besseren Datenbasis für Deutschland soll nun zusätzlich eine Erweiterung mit dem Faktor „Öffentlicher Kapitalstock“ erfolgen. Zusätzlich können weitere Kontrollvariablen in das Modell aufgenommen werden, die regionale Unterschiede erklären.³¹

Im folgenden Teil soll zunächst ein kurzer Literaturüberblick über relevante Studien zum deutschen Wirtschaftswachstum aber auch zu Studien, die öffentliche Investitionen sowie Infrastruktur und Wachstum in Verbindung setzen, gegeben werden. Die Implementierung der öffentlichen Investitionen in das Modell stellt eine Erweiterung dar. Dementsprechend ist die Schätzgleichung zu modifizieren. Im Anschluß soll die empirische Untersuchung folgen. Das Kapitel schließt mit einer Zusammenfassung.

3.3.1 Literaturüberblick

Dieses Kapitel fasst relevante Literatur zusammen, die den Einfluss des öffentlichen Kapitalstocks auf Wirtschaftswachstum quantifiziert. Des weiteren sollen Studien erwähnt werden, die sich mit der Definition der Bildungsvariablen und der „Ersparnis“ des Humankapitals befassen. Doch zunächst sollen kurz empirische Arbeiten zu deutschem Wirtschaftswachstum erwähnt werden.

In der Studie von Kosfeld et al. (2006) findet das MRW-Modell für Gesamtdeutschland für den Zeitraum 1992-2000 Verwendung³². Dabei werden wie im vorangegangenen Kapitel Methoden der räumlichen Ökonometrie angewandt. Es zeigt sich, dass die Berücksichtigung der räumlichen Struktur die Schätzergebnisse verbessert. Weitere Evidenz für Kon-

³¹Die folgende Analyse wurde der wissenschaftlichen Diskussion beigelegt. Vgl. Brunow und Hirte (2009).

³²Barrell und ta Velde (2000) sowie Funke und Strulik (2000) befassen sich ebenfalls mit der Konvergenz von Ost- und Westdeutschland.

vergenz in Westdeutschland zeigen Seitz (1995b), Schalk und Untied (1996), Bohl (1998), Funke und Strulik (1999) oder Niebuhr (2001). Allerdings bleiben in diesen Studien die Altersstruktur der Bevölkerung und der öffentliche Kapitalstock unberücksichtigt.

Infrastruktur, öffentliche Investitionen und Wachstum: Aschauer (1989) hebt die Bedeutung der Infrastruktur, insbesondere die Rolle des öffentlichen Kapitalstocks, auf die regionale Produktivität hervor. Seiner Arbeit folgten viele weitere Arbeiten, die Infrastruktur als erklärende Variable berücksichtigten. Neben der Verbesserung der Schätzergebnisse Aschauers, standen aber auch andere Fragestellungen als Produktivitätsaspekte im Fokus der Untersuchung. Da ein Großteil der Studien zur Produktivität der Infrastruktur zu dem Ergebnis kommen, dass durch eine Ausweitung des Infrastrukturangebotes Produktivitätssteigerungen möglich sind, leitet sich die Frage ab, inwiefern sich diese auf das regionale Wachstum auswirken.

Easterly und Rebelo (1993) berücksichtigen als Kontrollvariable öffentliche Ausgaben in einer Wachstumsregression nach Barro (1991), um den Einfluss fiskaler Politik auf das Wirtschaftswachstum zu messen. Zusätzlich zum anfänglichen Einkommen wird die Wachstumsrate durch die Anzahl an Schülern als ein Maß für den anfänglichen Humankapitalbestand erklärt. Insofern ähnelt dieser Ansatz stark dem MRW-Modell mit dem Unterschied, dass nicht die Sparquote, sondern der Bestand in die Regression eingehen. Easterly und Rebelo (1993) finden Evidenz für einen positiven Zusammenhang zwischen den öffentlichen Ausgaben in Transport- und Kommunikationsinfrastruktur und dem Wachstum. Die gepoolte Regression beruht auf Daten für ca. 100 Länder und einem Zeitraum von 1970 bis 1988. Levine und Renelt (1992) widersprechen diesem Resultat. Sie führen eine Sensitivitätsanalyse für länderübergreifende Regressionen durch und stellen fest, dass keine Infrastrukturvariable bzw. keine Variable des öffentlichen Kapitalstocks robust ist. Auf Stadtebene führen Cribfield und Pangabeau (1995a) eine Untersuchung für 277 amerikanische Ballungsgebiete im Zeitraum von 1960 bis 1977 durch. Sie verwenden verschiedene Variablen, um den Effekt des Infrastrukturkapitalstocks auf das Wirtschaftswachstum zu erfassen. Die verwendeten Maße für Infrastruktur haben tendenziell einen signifikant negativen, aber sehr schwachen Effekt auf die Produktivität und das Wachstum. Investitionen

in das lokale Straßennetz hingegen stimulieren das lokale Wirtschaftswachstum. Dabei berücksichtigen sie die Endogenität und verwenden Instrumentalvariablenansätze (2SLS). In der Arbeit von Engen und Skinner (1993) werden ebenfalls Endogenitätsprobleme aufgegriffen. Auch sie kommen zum Schluß, dass die potentiellen Effekte durch öffentliche Investitionen³³ sehr klein sind oder sogar insignifikant werden. Ai und Cassou (1993), Hulten (1996), Sanchez-Robles (1998), Milbourne et al. (2003), Calderon und Serven (2004), aber auch Canning und Pedroni (2008) schätzen ebenfalls den Einfluss von öffentlichem Kapital und finden einen signifikant positiven Effekt.

Die meisten Studien weisen auf eine spezielle Charakteristik öffentlicher Investitionen hin. So finden Ford und Poret (1991) Evidenz dafür, dass der Effekt länderabhängig ist. Andere Studien weisen Effekte für spezielle Infrastrukturträger nach. Von besonderem Interesse ist die Studie von Canning und Pedroni (2008): Offenbar gibt es einen kritischen Wert öffentlicher Ausgaben. Eine Erhöhung der Ausgaben über diesen Wert führt zu keinem weiteren positiven Impuls. Das impliziert indirekt, dass es ein optimales Angebot an öffentlichen Investitionen gibt, beziehungsweise der Grenznutzen einer weiteren Einheit öffentlicher Investitionen Null beträgt.

Aus theoretischer Sicht zeigt Barro (1990) in einem endogenen Wachstumsmodell den positiven Einfluss öffentlicher Investitionen auf das Wachstum auf, da dies die Produktivität des privaten Sektors steigert.

Zusammenfassend stellt sich heraus, dass der Einfluss von öffentlichem Kapital beziehungsweise der Infrastruktur auf Wirtschaftswachstum unklar ist. Weder die Stärke noch die Signifikanz des Effektes ist eindeutig, obgleich eine Vielzahl an Studien einen positiven Effekt der öffentlichen Investitionen und der Infrastruktur auf Wirtschaftswachstum aufzeigen.

Definition der Spar- und Investitionsquote von Humankapital: Im vorangegangenen Kapitel wurden die Sparquoten aufgrund der Datenverfügbarkeit zu einem gemeinsamen Proxy zusammengefasst. Das Argument der unzureichenden Datenverfügbarkeit für Bildungsvariablen stellt für Deutschland kein Problem dar. Allerdings zeigte sich, dass die

³³Den Autoren folgend liegen allerdings hoch aggregierte Daten vor, sodass gegebenenfalls auf niedrigerer Aggregationsebene positive Effekte zu erwarten sind.

Ergebnisse durchaus davon abhängen, wie die Sparquote definiert wird („school enrollment“ s_{educ} vs. „educational attainment“ h).

Einen signifikant positiven Einfluss finden Barro (1991), MRW (1992), Blomström et al. (1992) sowie Levine und Renelt (1992) für die durchschnittliche Einschreibungsquote der sekundären Schulbildung. Dem entgegen finden Barro und Lee (1993) hierfür ein insignifikantes Ergebnis. Barro (1991) verwendet zusätzlich als Qualitätsindikator das Schüler-Lehrer-Verhältnis und ermittelt einen signifikant negativen Effekt für die Primärstufe sowie einen insignifikanten Effekt für die Sekundärstufe. Die durchschnittlichen Jahre der Schulbildung der Arbeitskräfte verwendeten Benhabib und Spiegel (1994), Barro und Lee (1994), Barro (1997) sowie De la Fuente und Donenech (2006). Teilweise wird hier nach Männern und Frauen getrennt. Es zeigt sich ein gemischtes Ergebnis, neben signifikant positiven Schätzern werden ebenso insignifikante oder signifikant negative Werte ermittelt. Gemmel (1996) findet Evidenz für einen signifikant positiven Einfluss des Anfangsbestandes und des Wachstums des primären und tertiären Humankapitals.

Aus der bestehenden Literatur lässt sich keine einheitliche Aussage herleiten, wie sich der Anteil der Bevölkerung, der sich gegenwärtig in Ausbildung befindet, auf das Wachstum auswirkt. Der Anfangsbestand an Humankapital hingegen wirkt offenbar positiv auf Wirtschaftswachstum, was dem Argument Romers (1990) entspricht. MRW (1992) verwenden in ihrer Arbeit s_{educ} . Allerdings kann dieser Proxy nicht „learning-by-doing“ oder „on-the-job-training“ erfassen und ist damit unvollständig.

Wie Acs et al. (2006) argumentieren, spielt nicht nur der reine Bestand an Wissen oder dessen Akkumulation eine Rolle bei Wachstum, sondern auch die Fähigkeit, neues Wissen zu transferieren. Somit ist die Umsetzung neuen Wissens entscheidend. Letztlich kann das Umsetzen nicht durch s_{educ} und nur bedingt durch h ausgedrückt werden.

Im kommenden Abschnitt wird die Erweiterung um den öffentlichen Kapitalstock in das Wachstumsmodells mit Altersstruktur erfolgen.

3.3.2 Implementierung des öffentlichen Kapitalstocks

Nachdem im vorangegangenen Kapitel empirische Literatur zu öffentlichen Ausgaben und der Humankapitalvariablen im Rahmen von Wachstumsmodellen zusammengefasst wurde, soll nun die Integration des öffentlichen Kapitalstocks das Ziel dieses Abschnittes sein. Cribfield et al. (1995) sowie Cribfield und Panggabean (1995b) zeigen die Implementierung. Ausgangspunkt ist wieder die Cobb-Douglas-Produktionsfunktion (1), die bereits die Altersstruktur M beinhaltet. Zusätzlich wird der öffentliche Input G als weiterer Faktor aufgenommen. Die erweiterte Produktionsfunktion mit konstanten Skalenerträgen lautet

$$Y_t = A_t K_t^\alpha (M_t H_t)^\beta G_t^\gamma (M_t L_t)^{1-\alpha-\beta-\gamma}.$$

Zusätzlich zu den dynamischen Gleichungen für den Kapitalstock und den Bestand an Humankapital ist eine weitere dynamische Gleichung für den öffentlichen Kapitalstock G aufzunehmen,

$$\dot{g} = s_g y - (n + \delta) g,$$

wobei s_g die Spar- beziehungsweise Investitionsquote des öffentlichen Sektors bezeichnet. Die Herleitung ist identisch mit dem Vorgehen im vorangegangenen Kapitel und soll hier nicht noch einmal durchgeführt werden. Zunächst lassen sich wieder die langfristigen Werte für alle Faktoren und anschließend der langfristige Produktionswert y^* bestimmen. Im nächsten Schritt erfolgt eine Approximation in der Nähe des langfristigen Gleichgewichts. Die resultierende Wachstumsgleichung des Bruttoinlandsproduktes pro Kopf lautet

$$\begin{aligned} \frac{g}{n + \delta} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln M + \alpha_2 \ln s_k + \alpha_3 \ln s_{educ} + \alpha_4 \ln s_g + \alpha_5 \ln (n + \delta) \\ &\quad + \alpha_6 \ln [p(1 - u)] + \alpha_7 \ln y_0 + \varepsilon, \\ M &= \prod_i^I m_i^{\beta_i}, \quad m_i \text{..Anteil der } i\text{-ten Beschäftigungsgruppe,} \end{aligned} \tag{7}$$

wobei hier wieder s_k die Spar- beziehungsweise Investitionsquote des physischen Kapitals und s_{educ} die „Sparquote“ des Humankapitals bezeichnet.

Die im vorangegangenen Kapitel formulierten Hypothesen gelten auch hier. Die empirische Wachstumsliteratur in Westdeutschland schließt auf Konvergenzverhalten, sodass ein

negativer Koeffizient für $\ln y_0$ erwartet werden kann. Speziell für die Sparquoten des Humankapitals und der öffentlichen Investitionen können aufgrund der gemischten Evidenz der Literatur keine Erwartungen getroffen werden. Aus theoretischen Überlegungen sollte jeweils ein positiver Effekt resultieren.

Das Modell sieht soweit keine Unterschiede in der totalen Faktorproduktivität vor, was der Kritik von Caselli et al. (1996) entspricht. Dieses Problem soll im folgenden aufgegriffen werden. In der theoretischen und empirischen Literatur werden Produktivitätsunterschiede teilweise auf Lokalisations- und Urbanisationseffekte zurückgeführt. Es wird davon ausgegangen, dass gegebenenfalls regional konzentrierte Firmen einer Branche produktiver sind, als wenn sie über alle Regionen gleichverteilt wären (Lokalisationseffekte). Urbanisationseffekte auf der anderen Seite rücken den regionalen Branchenmix in den Vordergrund. Hier vermutet man, dass eine gewisse Streuung der regionalen Branchen produktivitätssteigernd wirken kann. Beide Effekte erzeugen Externalitäten, schließen sich aber nicht gegenseitig aus. Es können folglich Lokalisations- und Urbanisationseffekte in einer Region gleichzeitig auftreten. Eine Quantifizierung und Messung dieser Arten von Externalitäten gehen auf die Arbeiten von Marshall, Arrow und Romer (MAR-Externalitäten) sowie Jacobs (1969) zurück. In der neueren Literatur sind die Arbeiten von Glaeser et al. (1992) oder Henderson (1995) als Einstiegsliteratur zu nennen, die sich mit der empirischen Relevanz solcher Effekte befassen. Combes et al. (2004) fassen diverse Maße zusammen, die in den folgenden Teilen dieser Arbeit als Basis der Implementierung für solche Effekte dienen. Wie Combes et al. (2004) argumentieren, können MAR-Externalitäten (Lokalisationseffekte) durch autoregressive Modelle nachgewiesen werden. Im Rahmen einer Querschnittsanalyse ist ein solches Verfahren jedoch nicht möglich. Jacobs-Externalitäten (auch Urbanisationseffekte) lassen sich durch die Definition regionaler Indizes quantifizieren. Diese Maße werden in der Regel in die totale Faktorproduktivität aufgenommen und greifen so Caselli's et al. (1996) Kritik auf. Dies impliziert allerdings, dass diese Maße Hicks-neutral auf die aufgenommenen Produktionsfaktoren wirken.

Nachdem nun die erweiterte Schätzgleichung hergeleitet wurde, stellt der anschließende Abschnitt die Datenbasis vor.

3.3.3 Datenbasis und deskriptive Statistik

Für deutsche Regionen soll das Wachstumsmodell in Anlehnung an MRW (1992) für den Zeitraum 1996-2005 überprüft werden. Starke Abhängigkeiten durch Pendlerverflechtungen benachbarter Regionen werden durch die Aggregation nach Eckey (2001) reduziert. Diese Abgrenzung fasst NUTS-3 Regionen (Kreise) zu 180 Arbeitsmarktregionen zusammen. Durchschnittlich enthält eine Arbeitsmarktregion 2.4 NUTS-3 Kreise. Als Datengrundlage für das Bruttoinlandsprodukt, die Schülerstatistiken, die Bevölkerungszahlen sowie die Aufteilung der Altersstruktur, die Erwerbszahlen und schließlich der regionalen Flächennutzung dient die GENESIS Regional Datenbank. Die Arbeitslosenzahlen entstammen einer Tabelle der Bundesagentur für Arbeit. Weitere Variablen zur Altersstruktur der Beschäftigten sowie zur regionalen Industriestruktur sind anhand des Betriebshistorikpanels des IAB konstruiert.

Einen Überblick über die Modellvariablen, die im folgenden näher vorgestellt werden, ist in Tabelle 4 gegeben. Zur besseren Interpretierbarkeit sind die Werte in nicht-logarithmierter Form angegeben.

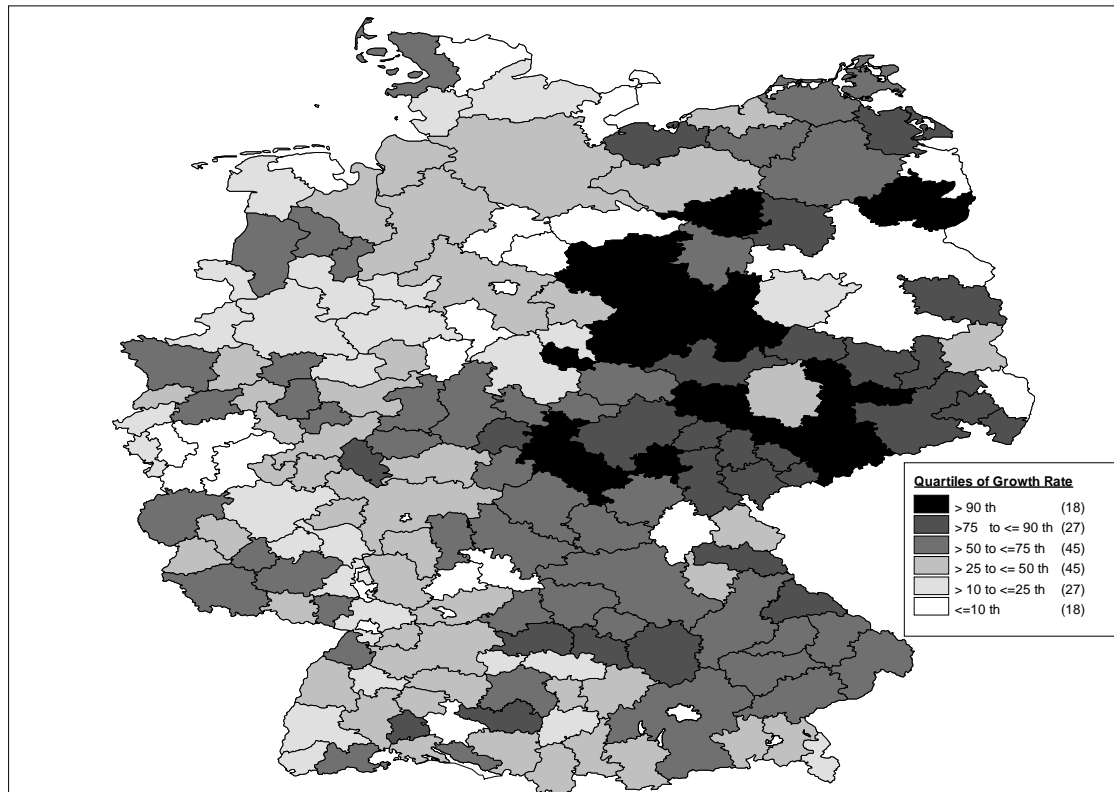
Tabelle 4: Deskriptive Statistik der Modellvariablen (ohne log)

	Mittelwert	St.abw.	Minimum	Maximum
g	0.0202	0.0088	-0.0038	0.0490
$\frac{g}{n+\delta}$	0.4250	0.2212	-0.0723	1.2591
$y_{1996} = y_0$	20.2373	4.4790	11.3243	35.7134
$n + \delta$	0.0493	0.0063	0.0326	0.0622
$p(1 - u)$	0.3892	0.0574	0.2448	0.5374
s_g	0.2111	0.0674	0.0635	0.3835
s_{educ}	0.1536	0.0176	0.1171	0.2002
h	0.0595	0.0294	0.0173	0.1828
$infradens$	0.0479	0.0149	0.0219	0.1122
$Anz.spez.Ind.$	3.2380	1.6791	0	8
N_{age}	17.4620	4.5163	9.5095	21.6981
DIV_N	3.2353	0.1411	2.8274	3.6555

N=180, Werte sind nicht-logarithmiert.

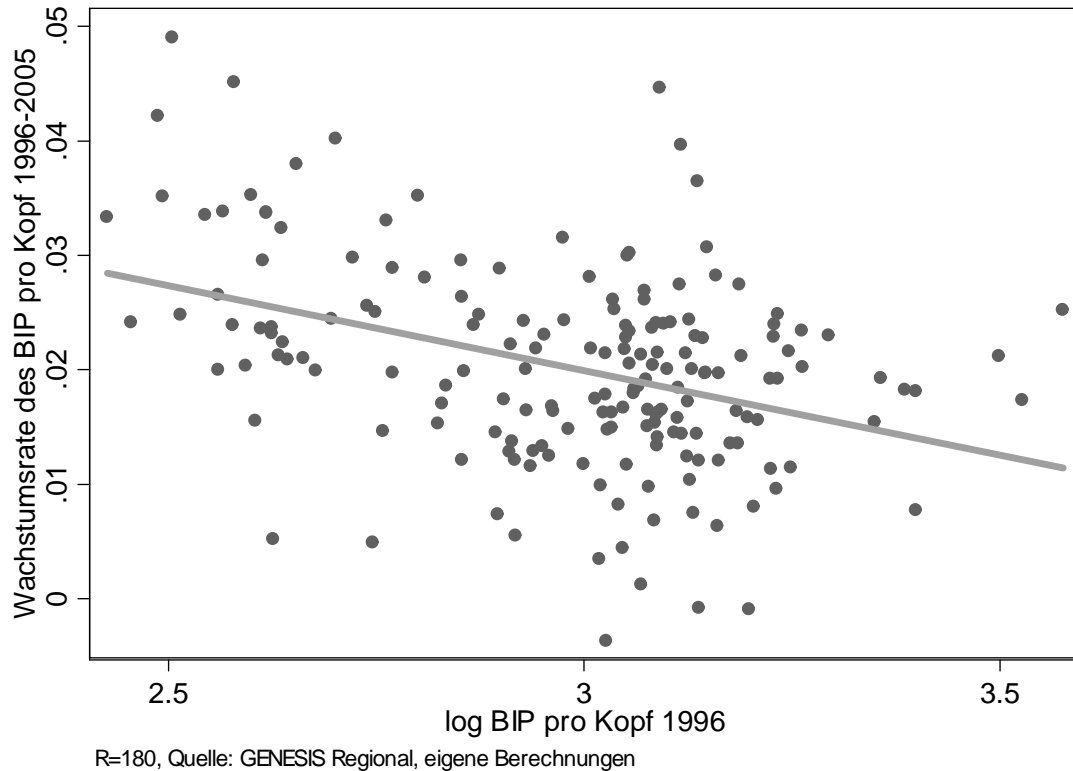
Die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate des Bruttoinlandsproduktes pro Kopf g , die sich als geometrisches Mittel über den Beobachtungszeitraum ermittelt, übersteigt nicht 5%. In der Region Celle kam es sogar zur Schrumpfung, wobei die Wachstumsrate nahe

Abbildung 2: Verteilung der Wachstumsraten nach Perzentilen über Deutschland



Null ist. Die am schnellsten wachsende Region ist Salzwedel, welche gleichzeitig die fünft-ärmste Region ist. Um einen besseren Überblick zu der Verteilung der Wachstumsraten im Raum zu erhalten, wird in Abbildung 2 eine Klassifikation der Raten anhand verschiedener Perzentile dargestellt. Ist die regionale Wachstumsrate beispielsweise unterhalb oder gleich dem zehnten Perzentil, so wird sie weiß dargestellt. Liegt die Wachstumsrate hingegen über dem zehnten Perzentil und ist kleiner oder gleich dem 25. Perzentil, so ist sie hellgrau dargestellt, usw.

Die Spanne von y_0 zeigt deutlich die weite Streuung der Vermögensverteilung in Deutschland. Durchschnittlich lag das Bruttoinlandsprodukt bei etwas über 20000 Euro pro Kopf. In Abbildung 3 wird die durchschnittliche jährliche Wachstumsrate dem Bruttoinlandsprodukt pro Kopf im Basisjahr 1996 gegenübergestellt. Zusätzlich wurde eine Trendgerade eingefügt, der eine lineare Einfachregression zugrunde liegt. Augenscheinlich kann Konvergenz vermutet werden, wie bereits in anderen Studien über deutsches Wirtschaftswachstum

Abbildung 3: Wachstumsrate und $\ln y_0$ deutscher Regionen für 1996-2005

gezeigt wurde.

Die Abschreibungsrate δ wurde auf 0.05 festgesetzt³⁴, der Durchschnittswert von $n + \delta$ lautet 0.0493. Es wird somit deutlich, dass in Deutschland eine generelle Schrumpfungstendenz der Bevölkerung stattfindet. Das Bevölkerungswachstum n ist teilweise negativ. Einige Regionen weisen einen hohen Abhängigkeitsanteil in der Bevölkerung auf. Nur knapp 25% der Bevölkerung gehen in diesen Regionen einer Arbeit nach und sind derzeit beschäftigt. In der Region mit der relativ höchsten Beschäftigung liegt der Anteil an beschäftigten Personen bei 53.7%. Es ist zu bemerken, dass p und u die Durchschnittswerte des Jahres 1996 und nicht als Mittel über den Beobachtungszeitraum gebildet wurden. Dies geschieht, um Endogenitätsprobleme zu vermeiden.

Nun sollen die Spar- beziehungsweise Investitionsquoten betrachtet werden.

³⁴Kosfeld et al. (2006) verwenden in ihrer Studie zu deutschen Regionen den Wert $\delta = 0.048$.

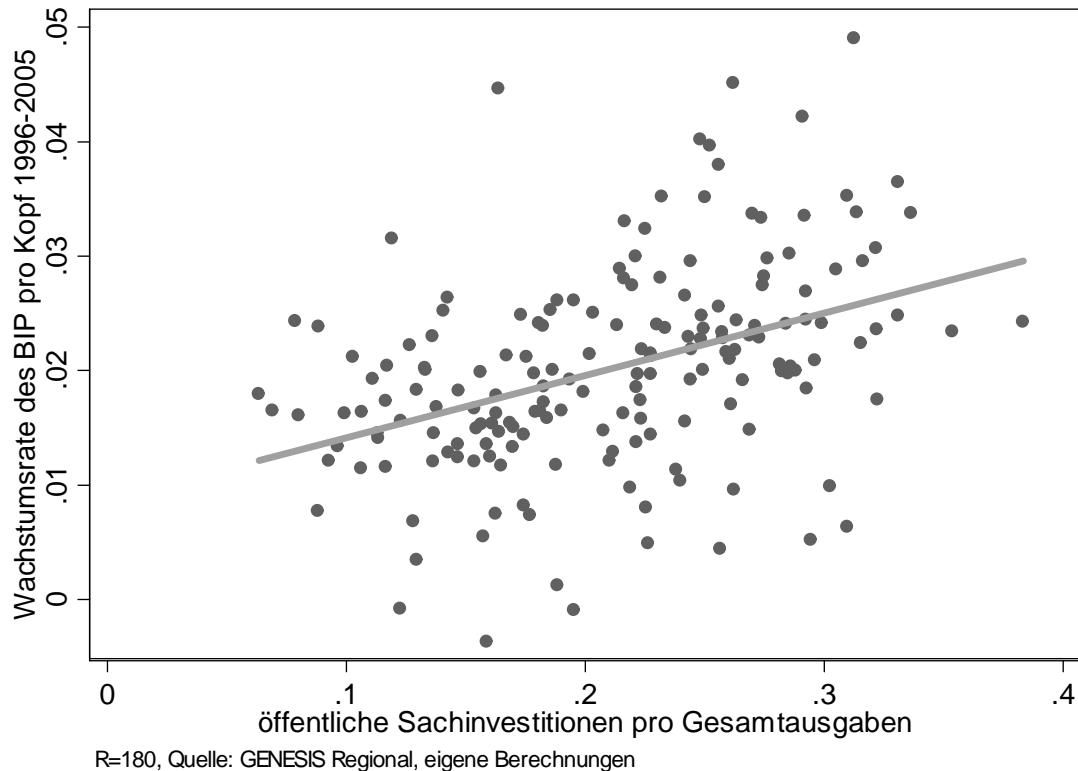
Investitionen in Humankapital: Der Anteil von Schülern s_{educ} („school enrollment“) beziehungsweise der Anteil an hochqualifizierten Beschäftigten h („educational attainment“) schwankt stark zwischen Regionen. In der Wachstumsliteratur gibt es eine Diskussion darüber, ob die Akkumulation oder der Bestand von Humankapital³⁵ wachstumsfördernd ist. Während die Akkumulation eher durch s_{educ} ausgedrückt wird, repräsentiert h den gegenwärtigen Bestand an Humankapital. Ohne das Ergebnis vorwegzunehmen, zeigt sich, dass s_{educ} stets insignifikant ist. Das kann durch das relativ einheitliche Bildungssystem begründet werden. Aus diesem Grund wird im folgenden Teil ausschließlich der Bestand h weitere Betrachtung finden. Er ist definiert als der Anteil der Erwerbstätigen mit Hochschulabschluss. Zur Bestimmung der Variable h wurde wieder das Basisjahr 1996 zugrunde gelegt.

Investitionen in den öffentlichen Kapitalstock: Die Debatte Aschauers (1989) rückt den öffentlichen Kapitalstock in den Mittelpunkt der Untersuchung. Insofern müsste man s_g als Investitionsquote des öffentlichen Sektors interpretieren. Die GENESIS-Regional-Datenbank stellt die regionalen Sachausgaben zur Verfügung, welche Baumaßnahmen aber auch den Erwerb von beweglichen und unbeweglichen Wirtschaftsgütern beinhalten. Sie können folglich als Investitionsausgaben angesehen werden. Die Sachinvestitionen werden mit den Gesamtausgaben des öffentlichen Sektors normiert. Dieser Anteil beträgt durchschnittlich 21% und liegt in einer Spanne von 6-38%. Es ist lohnenswert anzumerken, dass die ostdeutschen Regionen öffentliche Investitionsausgaben tätigen, die höher sind als der Durchschnitt. Dies sollte durchaus mit politischen Einflüssen begründet werden, ist aber insofern wünschenswert, da es das mögliche Argument entkräftet, dass relativ reichere Regionen relativ höhere öffentliche Ausgaben tätigen. Allerdings misst die Variable s_g nur einen Teil der regional getätigten öffentlichen Investitionen, da eine Förderungen durch Bundes- oder sogar EU-Gelder unberücksichtigt bleiben. Der bivariate Zusammenhang zwischen s_g und der durchschnittlichen jährlichen Wachstumsrate ist in Abbildung 4 visualisiert.

Ähnlich der Diskussion der Bildungsvariablen, könnte neben der Akkumulation auch der Bestand des öffentlichen Kapitalstocks das Wachstum bestimmen. Eine Quantifizierung

³⁵Vgl. Romer (1990).

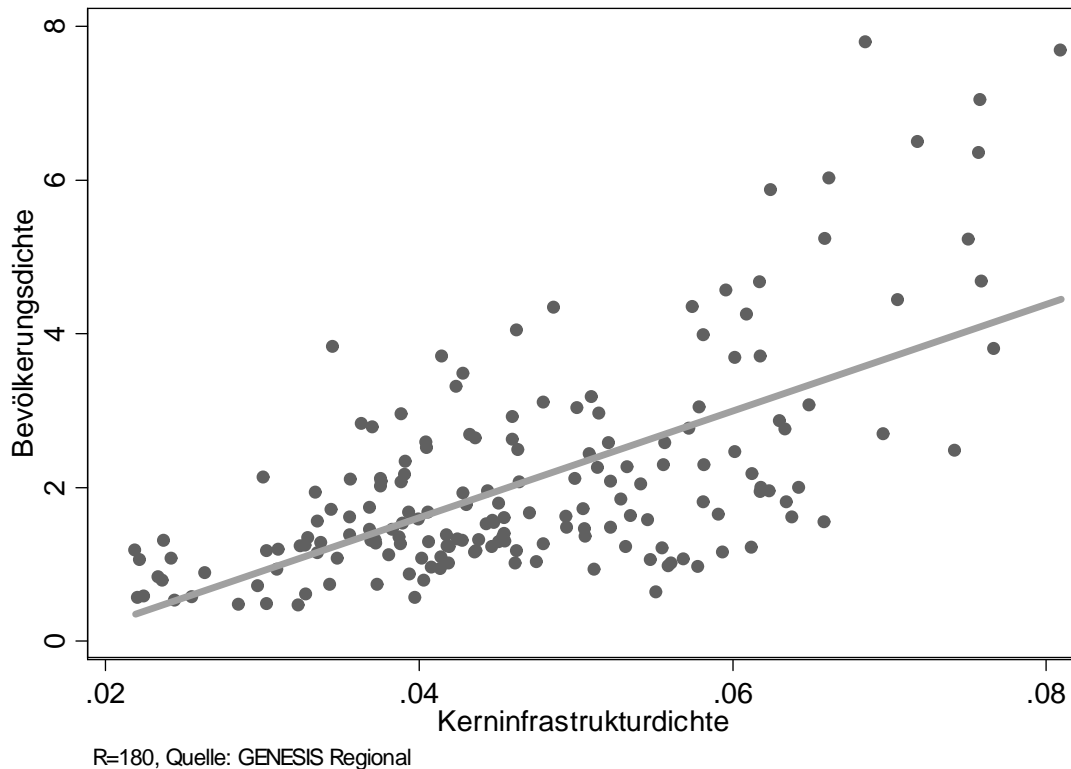
Abbildung 4: Öffentliche Sachinvestitionen und jährliches Pro-Kopf-Wachstum



des Bestandes öffentlichen Kapitals ist schwierig. Eine Möglichkeit stellt die Verwendung der (messbaren) Infrastrukturfläche dar. Die regionale Flächenerhebung in Deutschland beinhaltet die Kerninfrastrukturfläche, wobei neben dem Straßennetz auch die Eisenbahnfläche und Wasserwege berücksichtigt werden. Um Heteroskedastie zu vermeiden, sollte das Flächenmaß normiert werden. Hier erfolgt ein Bezug zur regionalen Gesamtfläche, und es ermittelt sich die Infrastrukturdichte *infradens*, welche als (unvollständiges) Maß für den Bestand des öffentlichen Kapitalstock, aber auch als Proxy für Urbanisationseffekte angesehen werden kann. Wie Abbildung 5 zeigt, korreliert die Infrastrukturdichte sehr stark mit der Bevölkerungsdichte, welche Ciccone und Peri (2002) als Maß für die Urbanisierung verwenden³⁶. Der Korrelationskoeffizient beider Dichten beträgt 0.7437. Der Korrelationskoeffizient der Kerninfrastrukturfläche und der gesamten regionalen Bevölkerung beträgt

³⁶Die Bevölkerungsdichte sollte hier nicht Verwendung finden, da die regionale Bevölkerung bereits zur Normierung eingesetzt wurde.

Abbildung 5: Kerninfrastrukturdichte und Bevölkerungsdichte deutscher Regionen



0.8411. Insofern charakterisiert die Variable *infradens* eher den Regionentyp im Hinblick auf den Urbanisierungsgrad und ist weniger als Bestand des öffentlichen Kapitalstocks anzusehen. Der Argumentation folgend ist es somit nicht möglich, den Bestand des öffentlichen Kapitalstocks und dessen Einfluss auf das Wachstum im Modell abzufragen.

Investitionen in den privaten Kapitalstock: Daten zu Investitionsquoten zur Bildung privaten Kapitals sind für das verarbeitende Gewerbe gegeben. Kosfeld et al. (2006) argumentieren, dass eine Definition anhand sektorspezifischer Investitionsraten kritisch ist, da keine Repräsentativität zu erwarten ist. Stattdessen verwenden sie Firmengründungen pro Kopf als Maß für private Kapitalakkumulation. Fraglich ist, ob Firmengründungsraten als Investitionsraten privaten Kapitals angesehen werden können. Zunächst werden damit alle firmeninternen Investitionsentscheidungen nicht berücksichtigt, solange die interne Neuinvestition keine Betriebsstättengründung bedingt. Es folgt, dass betriebsinterne

Investitionen nicht oder nur teilweise berücksichtigt werden, wenn man Gründungsraten verwendet.

Die Motive zur Gründung von Firmen und Betriebsstätten sind vielfältig: Arbeitslose gründen ein kleines Unternehmen, um der Arbeitslosigkeit zu entgehen. Diese Gründung wird voraussichtlich eine nicht sehr kapitalintensive Produktion mit sich bringen. Das bedeutet, dass eine solche Firmengründung kaum Investitionen in den physischen Kapitalstock repräsentieren. Beispielsweise zeigen Fritsch und Müller (2004), dass Regionen mit einem hohen Dienstleistungsangebot eine relativ hohe Firmengründungsrate im Dienstleistungssektor aufweisen. Sind diese Dienstleistungsfirmen mikroskopisch klein und nicht kapitalintensiv, so repräsentieren Firmengründungsraten nur unzureichend die Akkumulation privaten Kapitals.

In der Literatur der Firmengründungen wird der Branchenzugehörigkeit ein hohes Maß beigemessen. Je nach Gründung in der einen oder anderen Industrie, reagieren die untersuchten Variablen unterschiedlich stark. So ist ein Untersuchungsfeld die Überlebenswahrscheinlichkeit einer Firmengründung. Dort zeigt sich, dass viele Unternehmen recht schnell wieder aus dem Markt austreten³⁷. Dies impliziert eine hohe Abschreibungsrate auf physisches Kapital, wenn man dem Ansatz von Kosfeld et al. (2006) folgt.

Theoretische Arbeiten zu Firmengründungen fokussieren auf die besondere Rolle von Humankapital³⁸. Diese Modelle nehmen an, dass ein Forschungssektor neue Ideen oder Patente erzeugt. Diese Innovationen werden sich letztlich (indirekt) in Firmengründungen widerspiegeln, wenn man ein wenig von der abstrakten Interpretation der Theorie abweicht. Der Forschungssektor sollte als humankapitalintensiv angesehen werden, und es ist anzunehmen, dass die neuen Erfindungen in ihrer Struktur komplex sind. Ein neues marktfähiges Produkt wird aufgrund der Komplexität in der Produktion kapitalintensiv sein und ein hohes Maß an privaten Investitionen bedingen, welche sich letztlich in einer einzigen Betriebsstättengründung ausdrücken. Unter dieser Bedingung ist der Ansatz von Kosfeld et al. (2006) sinnvoll. Sind allerdings die Innovationen humankapitalintensiv und drücken diese sich in Firmengründungen aus, bestehen endogene Verflechtungen zwischen

³⁷Vgl. hierzu beispielsweise Boeri und Cramer (1991), Brixy (1999), Strotmann (2002) Fritsch (2004a), Fritsch (2005), Brixy und Grotz (2006), Fritsch et al. (2006).

³⁸Vgl. zum Beispiel Romer (1990), Grossman und Helpman (1995) oder Baldwin et al. (2001).

der Humankapitalvariablen h , die bereits im Modell enthalten ist, und der Firmengründungsrate. Damit messen beide Variablen den gleichen Sachverhalt.

Wie sich zeigte, sind die Motive einer Firmengründung facettenreich und bedingen nicht zwingend private Investitionen. So ist Kosfelds et al. (2006) Ansatz der Messung privater Investitionen anhand von Firmengründungen als ein sehr schwacher Proxy zu sehen und sollte daher nicht verwendet werden. Letztendlich kann man nicht wissen, welche Effekte mit Firmengründungsraten abgebildet werden.

Das Vernachlässigen des privaten Kapitals beziehungsweise der Investitionen kann die Ergebnisse der Regression verzerren. Allerdings kann man argumentieren, dass sich Kapitalflüsse so schnell anpassen, dass ein konstanter Zins resultiert, der eine überregionale Gleichverteilung der Ertragsraten sicherstellt. Dies wird das Problem der Vernachlässigung reduzieren. Auf der anderen Seite ist anzunehmen, dass Kapitalmarktimperfektionen diesem Anpassungsmechanismus entgegenwirken.

Die Akkumulation privaten Kapitals wird nicht im Modell direkt abgebildet. Allerdings belegen Studien zur Infrastruktur und dem öffentlichen Kapitalstock, dass öffentliches Kapital und privates Kapital in komplementärer Beziehung stehen³⁹. Durch das Aufnehmen öffentlicher Investitionen in die Regressionsgleichung wird indirekt auch die private Kapitalakkumulation abgebildet. Bei der Interpretation des Schätzkoeffizienten der öffentlichen Investitionen ist dies zu berücksichtigen. Insbesondere werden dann öffentliche Investitionen tendenziell überschätzt sein. Zusätzlich werden weitere Kontrollvariablen in das Modell aufgenommen, die teilweise Unterschiede in der Kapitalausstattung abbilden. Dies sind Informationen über die Industriestruktur, die nun vorgestellt werden.

Weitere Kontrollvariablen: Regionale Produktivitätsunterschiede lassen sich durch Unterschiede in der totalen Faktorproduktivität erklären, die zum Beispiel durch Urbanisations- und Lokalisationseffekte hervorgerufen werden. Als Urbanisationsmaß soll das von Combes (2004) vorgeschlagene Diversifikationsmaß DIV_N verwendet werden, welches sich über die regional ansässigen Firmen N^i und die regional vertretenen Branchen $i = 1, \dots, I$ hinweg

³⁹Vgl. Seitz (1993, 1995a), Feltenstein und Ha (1995), Bosca et al. (2002), Harchaoui und Tarkhani (2003), Conrad und Seitz (1994), Ezcurra et al. (2004).

als Herfindahl-Index wie folgt berechnet,

$$DIV_N = -\ln \left[\sum_{i=1}^I \left(\frac{N^i}{\sum_{k=1}^I N^k} \right)^2 \right].$$

Wie Brunow und Hirte (2008) festhalten, misst DIV_N eher technologische und produktionsbedingte Urbanisationseffekte wie vertikale Verflechtungen zwischen Industrien.

Geht man davon aus, dass Firmen der gleichen Branche und etwa der gleichen Größe eine identische Produktionsfunktion aufweisen, so kann man annehmen, dass der Kapitalbedarf dieser Firmen überregional identisch ist. Das bedeutet, dass die Industriestruktur teilweise den Kapitalstock approximiert. Es folgt, dass in DIV_N indirekt auch regionale Unterschiede im Kapitalstock enthalten sind. Martin et al. (2008) finden Evidenz, dass die auftretenden Effekte nichtlinear sind. Deshalb wird zusätzlich der quadrierte Term DIV_N^2 in das Modell aufgenommen.

Als weitere Kontrollvariable soll das durchschnittliche regionale Firmenalter N_{age} Verwendung finden. Zum einen wird so die wirtschaftliche Tradition und Gefestigkeit der Region quantifiziert. Zum anderen misst es allerdings auch die Effektivität der regional ansässigen Betriebsstätten. Relativ ältere Firmen sind gegebenenfalls in ihren innerbetrieblichen Abläufen gefestigter und „eingespielter“. Dies hat Auswirkungen auf die Produktivität der Firma und möglicherweise auch im Aggregat auf Regionenebene. Das Alter wurde anhand der Daten des Betriebshistorikpanels ermittelt. Dabei ist zu berücksichtigen, dass Traditionsunternehmen aufgrund der Datenerhebung teilweise vom Alter her unterschätzt werden, sodass die Variable N_{age} imperfekt ist. Nichtsdestotrotz bleibt die grundlegende Ordnung im regionalen Vergleich erhalten⁴⁰. Das durchschnittliche Firmenalter beträgt 17 Jahre. Eine vertiefende Analyse enthüllt, dass alle ostdeutschen Betriebsstätten unter und alle westdeutschen über dem Durchschnitt liegen. Um eine sinnvolle Interpretation zu ermöglichen, wurde die Variable N_{age} für die ökonometrische Untersuchung mittelwertzentriert - jeweils mit dem Mittel für Ost und West. Das Diversifikationsmaß DIV_N ist weniger stark von Ost-West-Unterschieden betroffen, wurde aber auch in dieser Weise

⁴⁰Bei der Interpretation der Effekte ist darauf zu achten, dass man keine Aussage treffen kann, wenn alle Firmen einer Region um ein Jahr altern würden. Vielmehr zeigt es nur eine Tendenz auf, was zu erwarten ist, wenn die Firmen im Durchschnitt altern.

mittelwertzentriert.

Das Messen von Lokationseffekten auf regionaler Ebene erweist sich als schwierig, da diese branchenspezifisch sind. Eine Identifikation ist möglich, wenn man sich Branchen separat betrachtet und eine Panel-Datenstruktur vorliegt. Lokationseffekte lassen sich nach Combes et al. (2004) nachweisen, wenn Störterme korreliert sind und ein AR(1)-Prozess vorliegt. Für diese Untersuchung liegen Querschnittsdaten auf regionaler Ebene vor, so dass der Ansatz von Combes et al. nicht weiter verfolgt werden kann. Stattdessen soll der Spezialisierungskoeffizient⁴¹ eingesetzt werden. Dieser wird für jede vertretene Branche in jeder Region berechnet. Im nächsten Schritt wird geschaut, ob diese Industrie innerhalb der Region relativ stark vertreten ist und sich die Region „auf diese Branche spezialisierte“. Es ist etwas irreführend zu behaupten, dass sich eine Region auf eine bestimmte Industrie spezialisierte, da sich eher die Branche in der Region etablierte und aufgrund von Lokationseffekten überpräsentiert sein könnte.

Als Abgrenzungskriterium wurde der Mittelwert plus zwei mal die Standardabweichung der Spezialisierungskoeffizienten innerhalb der Branche gewählt. Das bedeutet, dass eine Branche in einer Region als spezialisiert gilt, wenn der regionale Spezialisierungskoeffizient das Abgrenzungskriterium übersteigt. Es folgt die Variable *Anz.spez.Ind.*, welche im Bereich zwischen 0 und 8 liegt. Das bedeutet beispielsweise, dass es Regionen gibt, in denen 8 Branchen relativ stark vertreten sind.

Die Kontrollvariablen werden in die totale Faktorproduktivität (TFP) aufgenommen werden. Die TFP fließt als Absolutglied in die Wachstumsgleichung ein. Regionale Unterschiede führen folglich bei sonst gleichen Werten zu verschiedenen Wachstumsraten. Somit ist das Vorzeichen der zusätzlichen Kontrollvariablen ausschlaggebend für die Interpretation der Wirkungsrichtung.

Vorstellung der Altersstruktur: Nachdem die wesentlichen Modellvariablen vorgestellt wurden, soll nun das Augenmerk auf die Altersstruktur gerichtet werden. Die Definition der Altersstruktur erfolgt anhand der beschäftigten Erwerbspersonen. Im vorangegangenen Teil der Arbeit stand die Altersstruktur der Bevölkerung im Fokus der Untersuchung. Darauf wird in der Studie für Deutschland aus folgenden Gründen verzich-

⁴¹Vgl. Schätzl (2000), S. 63.

tet: die Altersgruppen korrelieren sehr stark untereinander, aber auch mit den anderen Modellvariablen. Dies führt zu starken Kollinearitäten. So sind beispielsweise die jungen Altersgruppen stark mit der Bildungsvariablen s_{educ} korreliert, da eine Schulpflicht besteht. Insofern würden die Schüler „doppelt“ gezählt und berücksichtigt.

Aus modelltheoretischer Sicht bietet sich die Altersstruktur der Erwerbstätigen an, da diese am Produktionsprozess beteiligt sind und somit direkt zur Erwirtschaftung des Outputs beitragen. Des weiteren bietet sie den Vorteil, dass gezielt die Produktionsseite Beachtung findet und somit die „effektive“ Arbeitskraft genauer abgebildet wird. Als Datenbasis der Altersstruktur der Erwerbstätigen dient das Betriebshistorikpanel (BHP) des Institutes für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung und der Bundesanstalt für Arbeit⁴². Eine deskriptive Statistik sowie die Korrelationstabelle der Altersstruktur sind in Tabelle 5 gegeben.

Tabelle 5: Altersstruktur der beschäftigten Arbeitnehmer

	m_{18-29}	m_{30-44}	m_{45-54}	m_{55-65}
Mittelwert	0.2631	0.4349	0.2016	0.1004
St.abw.	0.0345	0.0258	0.0201	0.0136
Min	0.2023	0.3798	0.1456	0.0510
Max	0.3520	0.5053	0.2535	0.1343
Korrelationsmatrix				
m_{30-44}	-0.6495	1.0000		
m_{45-54}	-0.8259	0.2186	1.0000	
m_{55-65}	-0.0815	-0.5748	0.2012	1.0000

N=180, Datenquelle: BHP

Nachteilig an dieser Definition ist jedoch, dass Selbständige oder Beamte nicht berücksichtigt werden, sondern ausschließlich sozialversicherungspflichtig Beschäftigte. Die Aufgliederung der Kohorten ist gegenüber der Bevölkerungsstruktur aufgrund der Datenverfügbarkeit etwas unscharf, insbesondere durch die relativ breite Kohorte der 30 bis 44jährigen. Die Tabelle 6 beinhaltet die Korrelationsstruktur der Alterskohorten der Bevölkerung und der Erwerbstätigen, angepasst an die Spannen der Erwerbstätigen. Wie zu erwarten ist, korrelieren gleiche Kohorten stark untereinander, ausgenommen der Gruppe der 55-65 jäh-

⁴²Das BHP ist eine 50%-Stichprobe aller deutscher Betriebsstätten, welche sozialversicherungspflichtige Personen beschäftigen.

Tabelle 6: Korrelation der Altersstruktur der beiden Abgrenzungen

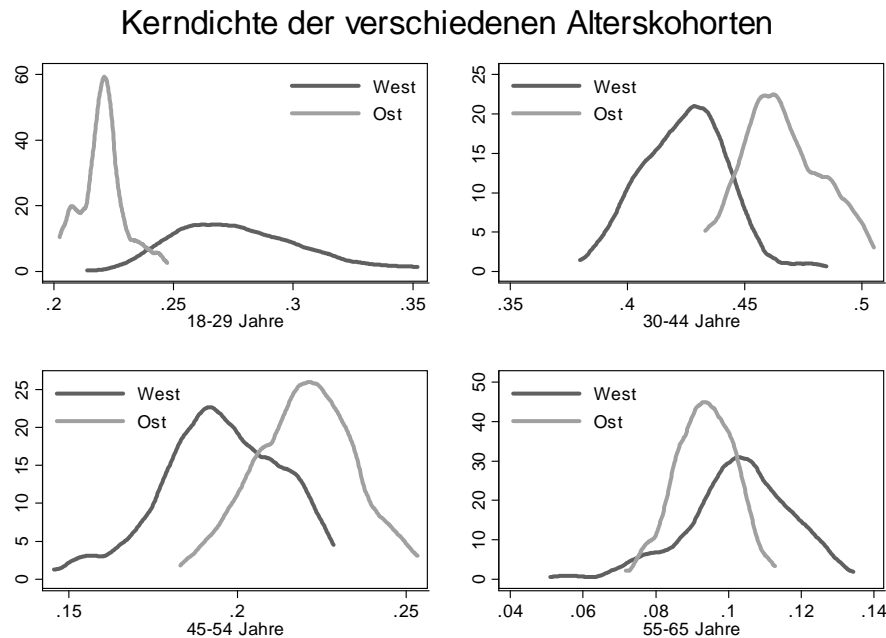
Bevölkerung	Erwerbstätige			
	m_{18-29}^e	m_{30-44}^e	m_{45-54}^e	m_{55-65}^e
$m_{<18}^b$	0.4558	0.0362	-0.6554	-0.2559
m_{18-29}^b	0.6097	-0.4421	-0.5406	0.0925
m_{30-44}^b	-0.2969	0.5141	-0.0192	-0.195
m_{45-54}^b	-0.3994	-0.1986	0.7415	0.2939
m_{55-65}^b	-0.7512	0.4398	0.7030	0.0306
$m_{>65}^b$	0.0086	-0.2743	0.2213	0.1719
Altersstruktur der b .. Bevölkerung, e .. Erwerbstätigen				
N=180, Datenquellen: BHP, GENESIS Regional				

rigen. Steigt der Anteil der Bevölkerung in dieser Altersgruppe, bedeutet dies nicht ein Ansteigen der Erwerbspersonen. Es wird vermutet, dass offenbar gerade in dieser Altersgruppe regionale Arbeitsmarktbedingungen wie Fachkräfteverfügbarkeit und Arbeitslosigkeit, aber auch die generelle Wirtschaftslage eine zentrale Rolle für die Beschäftigungsmöglichkeiten spielen. Des weiteren ist anzunehmen, dass ein Selektionsprozess stattfindet. Für die jüngeren Altersgruppen zeigt sich zudem, dass es offenbar unterschiedliche Beschäftigungscharakteristiken gibt. Ein Anstieg der 18-29 jährigen in der Bevölkerung führt nicht zu einem proportionalen Anstieg der Erwerbstätigen. Hier kann man die (schulische) Berufsausbildung und insbesondere das Studium als Begründung anführen. In der folgenden Gruppe der 30-44 jährigen tritt die Erziehung von Kindern als Argument für eine geringere Partizipation ein. Die scheinbar besten Arbeitsmarktchancen weist die Gruppe der 45-54 jährigen auf. Steigt der regionale Anteil der Bevölkerung in dieser Gruppe, so steigt auch der Erwerbstätigenanteil relativ stark an.

Die Korrelation der Bevölkerungsstruktur mit der Erwerbsstruktur im Hinblick auf die Altersgruppen macht deutlich, dass Arbeitsmarktchancen und Motive der Beschäftigung für verschiedene Kohorten unterschiedlich sind. Dies hat eine ökonometrische Folge: die Altersanteile werden mit der Arbeitslosen- sowie Partizipationsrate $p(1-u)$ korreliert sein.

Um einen besseren Überblick über die Verteilung der Altersstruktur zu erhalten, werden in Abbildung 6 Kerndichte-Plots getrennt nach Ost und Westdeutschland aufgezeigt. Während der Anteil der jüngsten Beschäftigtenkohorte im Westen sehr breit streut, ist die

Abbildung 6: Verteilung der regionalen Altersanteile getrennt nach Ost- und West



Verteilung für Ostdeutschland sehr schmal. Schlechte Beschäftigungschancen und eine tendenziell höhere Bereitschaft zur Migration könnte die ostdeutsche Jugend dazu bewogen haben, in die alten Bundesländer zu migrieren. Dieses Muster ist durchaus in Deutschland gegeben und lässt folglich den Anteil der Jugend in Ostdeutschland relativ zur Gesamtbeschäftigung sinken.

Die Verteilungen der Gruppe der 30-44 jährigen weisen im Osten und Westen einen ähnlichen Verlauf auf, obgleich die Mittelwerte unterschiedlich sind. Die Kinderbetreuungsmöglichkeiten sind in Ostdeutschland wesentlich besser ausgebaut. Dies ermöglicht Frauen, nach dem Erziehungsjahr wieder aktiv am Arbeitsmarkt teilzunehmen, sodass die Partizipation steigt und folglich der Mittelwert angehoben wird. Die höhere Partizipation kann anhand eines einfachen t-Tests aufgezeigt werden. Obgleich die Mittelwerte der Bevölkerung der 30-44 jährigen zwischen Ost und West nicht signifikant unterschiedlich sind, ist der Mittelwert der Beschäftigtenanteile dieser Kohorte signifikant höher für die ostdeutschen Regionen.

Aufgrund der Abwanderung junger Personen aus Ostdeutschland, steigt der relative Anteil

der anderen Kohorten in Ostdeutschland. Insbesondere die Gruppe der 45 bis 54 jährigen ist im Mittel im Osten häufiger beschäftigt. Die älteste Kohorte weist wieder Abweichungen zwischen Ost und West auf, diese sind aber weniger stark offensichtlich, verglichen mit den anderen Altersgruppen. Die relativen Beschäftigungschancen erscheinen für diese Gruppe etwas besser im Westen. In der Studie von Heinrich und Hildebrand (2001) werden die Partizipations- und Arbeitslosenrate untersucht. Dabei wird deutlich, dass neben Geschlechter- und Bildungsabschlussunterschieden beide Raten auch altersabhängig sind. Es ist zu erwarten, dass die Partizipations- und Arbeitslosenrate mit der Altersstruktur sowie den Humankapitalvariablen korrelieren.

Korrelation der aufgenommenen Modellvariablen: Die in die Regression einfließenden Variablen sind größtenteils logarithmiert. In folgender Tabelle 7 werden die bivariaten Korrelationen zwischen den logarithmierten Variablen präsentiert. Die Korrelationsstabelle zeigt einen negativen Zusammenhang zwischen der Wachstumsrate g und $\ln y_0$ sowie den Strukturparametern $n + \delta$ auf. Die Investitions- und Sparquote s_g sowie der Humankapitalbestand h korrelieren positiv mit g . Allerdings tritt ein gewisses Datenproblem auf. Die Korrelation vieler erklärender Variablen mit $\ln y_0$ ist sehr hoch, sodass Multikollinearität durchaus präsent sein kann. In der Gegenwart kollinearere erklärender Variablen ist die Interpretation der geschätzten Koeffizienten mit Vorsicht durchzuführen⁴³.

Im folgenden Teil sollen die Regressionsergebnisse präsentiert werden.

⁴³Vgl. Chatterjee und Price (1991), Kapitel 7.

Tabelle 7: Korrelation der Modellvariablen des Regressionsmodells

	$\frac{g}{n+\delta}$	$\ln y_0$	$\ln(n+\delta)$	$\ln[p(1-u)]$	$\ln s_g$	$\ln h$	$\ln infradens$	$Anz. spez. Ind.$	N_{age}	DIV_N
$\frac{g}{n+\delta}$	1.000									
$\ln y_0$	-0.581	1.000								
$\ln(n+\delta)$	-0.554	0.774	1.000							
$\ln[p(1-u)]$	-0.488	0.886	0.722	1.000						
$\ln s_g$	0.407	-0.433	-0.265	-0.176	1.000					
$\ln h$	0.278	-0.240	-0.398	-0.244	-0.024	1.000				
$\ln infradens$	-0.298	0.544	0.410	0.341	-0.629	-0.093	1.000			
$Anz. spez. Ind.$	0.209	-0.221	-0.219	-0.147	0.269	-0.079	-0.198	1.000		
N_{age}	0.110	0.115	0.031	0.225	0.165	-0.106	0.053	-0.070	1.000	
DIV_N	-0.032	0.139	0.178	0.241	0.193	0.055	0.113	0.065	0.252	1.000
$\ln m_{18-29}$	-0.437	0.527	0.728	0.550	-0.056	-0.762	0.251	-0.052	0.112	0.026
$\ln m_{30-44}$	0.499	-0.629	-0.651	-0.619	0.219	0.486	-0.277	0.177	-0.110	-0.090
$\ln m_{45-54}$	0.303	-0.281	-0.538	-0.326	-0.061	0.680	-0.147	-0.119	-0.091	-0.076
$\ln m_{55-65}$	-0.374	0.368	0.236	0.337	-0.291	0.011	0.220	-0.094	0.092	0.253

N=180

3.3.4 Regressionsergebnisse

Die um die Kontrollvariablen erweiterte Schätzgleichung (7) lautet

$$\begin{aligned} \frac{g}{n + \delta} &= \alpha_0 + \alpha_1 \ln M + \alpha_2 \ln h + \alpha_3 \ln s_g + \alpha_4 \ln (n + \delta) + \alpha_5 \ln [p(1 - u)] + \alpha_6 \ln y_0 \\ &\quad + \alpha_7 \ln infradens + \alpha_8 \text{Anz.spez.Ind.} + \alpha_9 N_{age} + \alpha_{10} DIV_N + \alpha_{11} DIV_N^2 + u \\ M &= \prod_{i=2}^I m_i^{\beta_i}, \quad m_i \dots \text{Anteil der } i\text{-ten Bevölkerungsgruppe,} \end{aligned}$$

Neben der einfachen Regression unter Verwendung von OLS soll auch auf Methoden der räumlichen Ökonometrie zurückgegriffen werden. Dazu finden das spatial error und das spatial lag Modell Anwendung. Für die räumlichen Regressionen liegen verschiedene Gewichtungsmatrizen vor, die alle zeilenstandardisiert sind. Neben einer direkten Nachbarschaftsmatrix W_D gibt es noch distanzabhängige Matrizen W_i , deren Konstruktion in Brunow und Hirte (2006) beschrieben ist.

In der Tabelle 8 werden die Regressionsergebnisse des Modells präsentiert. Die erste Spalte enthält Modell 1, welches das Wachstumsmodell mit Berücksichtigung der Urbanisations- und Lokalisationsmaße enthält, allerdings noch nicht die Altersstruktur berücksichtigt. Diese wird im Modell 2 aufgenommen. Um Multikollinearität zu vermeiden, wird die erste Alterskohorte aus dem Modell entfernt und dient somit als Referenzgruppe. In Modell 3 wird auf die Strukturparameter $n + \delta$ sowie $p(1 - u)$ aufgrund hoher Kollinearitäten mit y_0 verzichtet⁴⁴. Ein Indiz für die Präsenz der Kollinearität ist das Absinken des Standardfehlers von $\ln y_0$. Das Modell 4 verwendet robuste Regressionstechniken⁴⁵, um das Problem potentieller Ausreißer zu berücksichtigen. Modell 5 zeigt die Schätzergebnisse eines räumlichen Lag-Modells unter Verwendung einer distanzbasierten Gewichtungsmatrix, die moderat die Entfernung abdiskontiert. Die ausgewiesenen Standardfehler der Modelle 1 bis 3 sowie 5 sind robuste Standardfehler.

Modellsellektion und -güte: Ein F-Test lehnt für das Modell 1 die Hypothese ab, dass alle Parameter Null sind. Somit ist sichergestellt, dass die aufgenommenen Variablen die Wachstumsrate erklären. Die Hinzunahme der Altersstruktur verbessert das Modell

⁴⁴Die Selektion erfolgte unter Berücksichtigung der Varianz-Inflations-Faktoren.

⁴⁵Vgl. Berk (1990), Goodall (1983) oder Rousseeuw und Leroy (2003).

Tabelle 8: Deutsches Wirtschaftswachstum - Regressionsergebnisse

abh. Variable	OLS - Estimates			rob.regr.	ML-sp.lag
$g/(n + \delta)$	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5
$\ln y_0$	-0.3488 (0.2357)	-0.4174* (0.2191)	-0.3498*** (0.0866)	-0.3321*** (0.0774)	-0.3803*** (0.0826)
$\ln(n + \delta)$	-0.2587 (0.1959)	0.0129 (0.2564)			
$\ln[p(1 - u)]$	-0.0537 (0.2845)	0.1027 (0.2494)			
$\ln s_g$	0.1857*** (0.0484)	0.1425*** (0.05)	0.1490*** (0.0473)	0.1218*** (0.0464)	0.1851*** (0.0538)
$\ln h$	0.0746** (0.0291)	-0.0092 (0.0446)	-0.0045 (0.0422)	0.0246 (0.038)	0.0049 (0.0411)
$\ln infradens$	0.1372** (0.0602)	0.1332** (0.0638)	0.1273** (0.0573)	0.1147** (0.0521)	0.1100** (0.0542)
<i>Anz.spez.Ind.</i>	0.0097 (0.0078)	0.0149** (0.0076)	0.0150** (0.0072)	0.0172** (0.007)	0.0187*** (0.0071)
$N_{age}^{\textcircled{a}}$	0.0384** (0.0176)	0.0432*** (0.0154)	0.0444*** (0.015)	0.0428*** (0.0139)	0.0460*** (0.0143)
$DIV_N^{\textcircled{a}}$	-0.1352 (0.0993)	-0.0244 (0.1076)	-0.017 (0.1083)	0.0728* (0.0981)	0.0206 (0.0992)
$DIV_N^2^{\textcircled{a}}$	-0.716 (0.4798)	-0.8274* (0.483)	-0.8002* (0.4533)	-0.9322** (0.4706)	-0.8335** (0.4244)
m_{30-44}		0.2724 (0.3767)	0.2279 (0.3812)	-0.1128 (0.3378)	0.3373 (0.3742)
m_{45-54}		0.7190*** (0.2717)	0.6921*** (0.198)	0.6261*** (0.1687)	0.8821*** (0.2113)
m_{55-65}		-0.3937*** (0.1357)	-0.3937*** (0.1317)	-0.4978*** (0.1118)	-0.4606*** (0.1187)
<i>Konstante</i>	1.5558 (1.3964)	2.8601 (1.9221)	2.4471*** (0.5861)	1.7605*** (0.5129)	3.0221*** (0.6908)
ρ					-0.5144** (0.2617)
AIC / BIC	-123 / -88	-137 / -92	-141 / -102		-142 / -97

N=180, robuste s.e. in (), [Ⓐ] Variable ist zentriert mit dem Mittel von Ost- und Westdeutschland, rob.reg - robuste Regression, sp.lag - spatial lag.

signifikant. Der zu testende Wert lautet 4.85 und ist hoch signifikant mit 99 prozentiger Sicherheit. Des weiteren verschlechtert sich das Modell nicht signifikant, wenn man die Strukturparameter vernachlässigt (Modell 3 vs. Modelle 1 und 2).

Betrachtet man Modell 4, so fallen zwar die geschätzten Koeffizienten im Vergleich zu Modell 3 etwas unterschiedlich aus, jedoch kommt es kaum zu einer Änderung in den Signifikanzen oder Vorzeichen, sodass die Ergebnisse offenbar kaum durch Ausreißer beeinflusst werden. Die Interpretation ändert sich zwischen beiden Ansätzen nicht. Unter Verwendung des Akaike Informationskriterium scheint Modell 3 zur Interpretation am besten geeignet zu sein. Ein Ramsey-Test auf „omitted variables“ schlägt nicht an, sodass von einer hinreichend guten Spezifikation ausgegangen werden kann. Allerdings werden hier noch nicht mögliche räumliche Zusammenhänge berücksichtigt.

Unter Verwendung robuster Lagrange-Multiplikatortests kann man das Vorhandensein von räumlichen Strukturen testen und zwischen einer räumlichen Lag- oder Error-Struktur unterscheiden⁴⁶. Sind die Tests insignifikant, so bringt die räumliche Schätzung keine Modellverbesserung⁴⁷. Zur Modellauswahl für räumliche Modelle wird dem Vorschlag von Florax et al. (2003) gefolgt. Dabei stellt sich heraus, dass die räumliche Lag-Spezifikation die richtige ist. Aus diesem Grund werden in Modell 5 die Schätzergebnisse des räumlichen Lag-Modells präsentiert. Es wurden verschiedene Gewichtungsmatrizen zugrunde gelegt, wobei die distanzbasierten Gewichtungsmatrizen die räumliche Struktur aufdecken, nicht aber die Matrix unter Berücksichtigung der direkten Nachbarschaft. Dieses Erkenntnis passt zu dem Ergebnis von Kosfeld et al. (2007). Dort wird eine Nachbarschaftsmatrix verwendet und Korrelationen höherer Ordnung berücksichtigt. Insbesondere werden dabei Zusammenhänge nicht direkt benachbarter Regionen aufgedeckt. Insofern ist die Verwendung der distanzbasierten Gewichtsmatrix ähnlich. Allerdings kann keine Aussage über die direkte Stärke der Effekte zwischen direkt und nicht direkt benachbarten Regionen mit der hier verwendeten Matrix getroffen werden.

Bei dem Vergleich der Schätzergebnisse von Modell 3 und Modell 5 kann wieder festgehalten werden, dass die Schätzer recht robust sind und die gleiche Interpretation zulassen.

⁴⁶Siehe Anselin und Florax (1995) und Anselin und Moreno (2003) zur Beschreibung der räumlichen Tests.

⁴⁷Die Spezifikation der räumlichen Wachstumsmodelle sind in Brunow und Hirte (2006) oder Kosfeld et al. (2006) ausführlich beschrieben.

Das Akaike-Informationskriterium steigt nur wenig für das räumliche Modell an. Aufgrund der Signifikanz des räumlichen Parameters ρ ist Modell 5 tendenziell vorzuziehen.

Interpretation der Schätzer: Beim Betrachten der Schätzparameter für $\ln y_0$ kann die bestehende Literatur zu deutschem Wirtschaftswachstum bestätigt und bedingte Konvergenz geschlussfolgert werden. Wachstumsrate sinken c.p., wenn Regionen tendenziell reicher werden, was durch das negative Vorzeichen indiziert wird. Der Effekt ist für alle Modelle 2-5 signifikant⁴⁸.

Der Effekt von öffentlichen Ausgaben ist offensichtlich: Eine Erhöhung dieser führt zu Wachstum. Der Effekt ist robust gegenüber Modellmodifikationen. Der Debatte von Aschauer (1989) folgend, kann die Hypothese der positiven Impulse durch öffentliche Investitionen auf die regionale Entwicklung unterstützt werden.

Die Modellvariable h , die den Einfluss des Humankapitalbestandes erfasst, wird insignifikant, wenn die Altersstruktur im Modell explizit berücksichtigt wird. Eine Diskussion dazu soll weiter unten erfolgen, wenn die Parameter der Altersstruktur analysiert werden. Betrachtet man Modell 1 ist festzuhalten, dass eine bessere Ausstattung mit Humankapital gemessen am Anteil der Beschäftigten mit Hochschulabschluß wachstumsfördernd wirkt. Somit wirkt eine bessere Ausstattung der Region mit Hochschulabsolventen wachstumsfördernd.

Die zusätzlichen regionalen Kontrollvariablen verbessern das Modell signifikant, was durch einen F-Test bestätigt wird. Betrachtet man das Firmenalter N_{age} , zeigt sich, dass Regionen mit einer gefestigten Betriebsstruktur höhere Wachstumsraten erzielen. Auch die dichter besiedelten Regionen mit einem höheren Infrastrukturangebot weisen ein tendenziell höheres Wachstum auf.

Ein weiteres Maß für Urbanisationseffekte DIV_N zeigt, dass Urbanisationseffekte durchaus eine Rolle im Hinblick auf Wachstum spielen. Der Koeffizient des linearen Terms ist weitestgehend insignifikant, der quadratische Schätzer ist signifikant und negativ. Da die Variable mit dem Mittelwert von Ost- beziehungsweise Westdeutschland zentriert ist, kann geschlussfolgert werden, dass Regionen mit einem ausgewogenen Branchenmix diejenigen

⁴⁸Die Insignifikanz im Modell 1 kann mit der gegenwärtigen Kollinearität begründet werden. Ein Weglassen von $p(1-u)$ beziehungsweise $n+\delta$ führt zu einem Koeffizienten für $\ln y_0$ von -0.42, der hoch signifikant ist.

sind, die ein höheres Wachstum erzielen. Folglich sind Regionen c.p. durch geringe Wachstumsraten gekennzeichnet, wenn in ihnen der Großteil der Firmen innerhalb einer Branche konzentriert beziehungsweise die Firmen über die vertretenen Industrien relativ gleichverteilt sind. Betrachtet man die Anzahl der spezialisierten Branchen, so ist festzustellen, dass ein Anstieg wachstumsfördernd wirkt. Dies scheint im Widerspruch zur Interpretation zu DIV_N zu stehen - dem ist aber nicht so, denn Lokalisations- und Urbanisationseffekte schließen sich nicht gegenseitig aus. Folglich ist es so, dass Regionen zunächst positive Wachstumsimpulse erfahren, wenn sie eine gewisse industrielle Spezialisierung aufweisen. Das ist der Effekt von *Anz.spez.Ind.*. Dem hinzu kommt die Interpretation von DIV_N : Regionen werden zusätzliche Wachstumsimpulse erfahren, wenn einige zusätzliche Industrien in der Region vertreten sind, die gegebenenfalls nicht regional spezialisiert sind. Man könnte darin vertikale Industrieverflechtungen sehen, die ein erhöhtes Wachstum bedingen⁴⁹.

Altersstruktur: Nun soll insbesondere auf die Altersstruktur eingegangen werden. Bevor es zu einer inhaltlichen Auswertung kommt, sollte noch auf das Problem der Multikollinearität hingewiesen werden. In Gegenwart von Multikollinearität tendieren Standardfehler dazu anzusteigen. Geschätzte Parameter neigen dann zur Insignifikanz oder steigen stark an, um weiterhin einen signifikanten Einfluss beizubehalten. Beim Umgang mit Anteilswerten tritt schnell dieses Problem auf, denn steigt ein Anteil an, so sinken per Definition die Anteilswerte der anderen Gruppen. In Tabelle 5 werden die bivariaten Korrelationswerte zwischen den Kohorten angegeben und diese erreichen durchaus kritische Werte (>0.8). Ob Multikollinearität die Ergebnisse der Regression beeinflusst, kann durch die Varianz-Inflations-Faktoren (VIF) getestet werden⁵⁰. In der Literatur werden VIF-Werte größer 10 als kritisch angesehen.

Als Robustheitskontrolle wurde das Modell 3 unter Aufnahme jeweils nur einer Altersgruppe geschätzt, um die Multikollinearität zwischen den Alterskohorten zu reduzieren. Die Ergebnisse sind in Tabelle 9 enthalten. In allen Modellen sind die VIF-Werte kleiner 10. Die Standardfehler variieren kaum im Vergleich zum Basismodell unter Berücksichti-

⁴⁹Um vertiefende Einblicke in die Interaktion zu erhalten, wurde ein Interaktionsterm von $DIV_N * Anz.spez.Ind.$ gebildet. Der Effekt war insignifikant.

⁵⁰Vgl. Chatterjee und Price (1991).

gung aller Alterskohorten. Scheinbar scheint das Problem der Multikollinearität nicht zu stark auszufallen. Allerdings sind die Schätzer in der Höhe durchaus unterschiedlich. Die Abweichung kann mit dem „omitted-variable-bias“ erklärt werden. Greene (2005) folgend werden Parameter unter- oder überschätzt, wenn die Kovarianzen der ausgelassenen Variablen mit den im Modell enthaltenen Variablen von Null verschieden sind. Dies ist an dieser Stelle gegeben. Da es zu keinen Vorzeichenwechseln der Altersstrukturparameter kommt (Tabelle 9), was in Gegenwart von Kollinearität durchaus geschehen kann, erlauben die Schätzungen ein generelles Bild der Altersstruktur zu ziehen, ohne auf die genaue Höhe der Effekte einzugehen⁵¹.

Die Ergebnisse orientieren sich an der ersten Spalte in Tabelle 9 und sind relativ zur jüngsten Kohorte zu interpretieren. Die zweite Kohorte weist einen positiven, aber insignifikanten Parameter auf. Die Gruppe der 55-65 jährigen hingegen weist ein signifikant negatives Vorzeichen auf. Die produktivste und somit wachstumsfördernde Kohorte ist die der 45-54 jährigen. Das Ergebnis ist vergleichbar mit den Resultaten von Lindh und Malmberg (1999), aber nicht mit denen von Brunow und Hirte (2006). Es lässt sich ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Altersprofiles feststellen. Das Ergebnis unterstützt folglich auch die Humankapitaltheorie, die von einem solchen Altersprofil ausgeht.

Es stellt sich die Frage, warum die älteste Kohorte weniger wachstumsfördernd als die jüngste ist. Eine mögliche Erklärung könnte sein, dass Wachstum durch Innovationen generiert wird. Obwohl die älteren Kohorten ein hohes Maß an Erfahrungen sammeln konnten, weisen die jungen Erwerbstätigen aufgrund der Berufsausbildung den aktuellen Wissensstand auf. Das Wissen der Älteren hingegen könnte veraltet sein und somit schwerer für Innovationen sorgen. Ein weiterer Aspekt ist, dass die älteste Kohorte bald aus dem Arbeitsmarkt ausscheidet, die regionale Abhängigenrate ansteigt und somit das Wachstum hemmt.

Die Robustheit der Ergebnisse der Altersstruktur soll betrachtet werden. Aus der deskriptiven Analyse ging hervor, dass die Gruppe der 45-54 jährigen relativ stark im Osten vertreten ist und im Osten die Wachstumsraten höher sind. So kann es sein, dass dieser Zusammenhang die Ergebnisse beeinflusst und somit obige Interpretation nicht zulässt. Aus diesem Grund wurde die Altersstruktur mit einem Ost-Dummy interagiert. Somit misst

⁵¹Auf die Stärke der Effekte soll verzichtet werden, um Fehlinterpretationen durch eine unentdeckte Multikollinearität zu vermeiden.

Tabelle 9: Robustheitskontrolle der Ergebnisse hinsichtlich gegenwärtiger Kollinearität

abh. Variable	Modell 3				
$g/(n + \delta)$	Alle Gruppen	Gruppe 2	Gruppe 3	Gruppe 4	alternativ
$\ln y_0$	-0.3498*** (0.0866)	-0.4243*** (0.1033)	-0.4725*** (0.0725)	-0.4479*** (0.0832)	-0.3283*** (0.0899)
$\ln s_g$	0.1490*** (0.0473)	0.1705*** (0.0449)	0.1909*** (0.0474)	0.1357*** (0.0494)	0.1511*** (0.0473)
$\ln h$	-0.0045 (0.0422)	0.0699** (0.03)	0.0433 (0.0385)	0.0962*** (0.025)	-0.0149 (0.0439)
$\ln infradens$	0.1273** (0.0573)	0.1270** (0.0607)	0.1527*** (0.0561)	0.1143* (0.0598)	0.1290** (0.0565)
$Anz.spez.Ind.$	0.0150** (0.0072)	0.0103 (0.0081)	0.0137* (0.0078)	0.0124 (0.0078)	0.0142* (0.0073)
N_{age}	0.0444*** (0.015)	0.0430** (0.0179)	0.0416** (0.019)	0.0460*** (0.0158)	0.0444*** (0.0152)
DIV_N	-0.017 (0.1083)	-0.1561 (0.0995)	-0.1566 (0.1033)	-0.0859 (0.102)	-0.0193 (0.1077)
DIV_N^2	-0.8002* (0.4533)	-0.7409 (0.4738)	-0.8241* (0.4528)	-0.8106* (0.4596)	-0.7955* (0.4478)
m_{18-29}		Referenzgruppe			-0.2437 (0.2595)
m_{30-44}	0.2279 (0.3812)	0.4998 (0.4082)			Referenz- gruppe
m_{45-54}	0.6921*** (0.198)		0.3700* (0.1942)		0.5260** (0.2556)
m_{55-65}	-0.3937*** (0.1317)			-0.2757** (0.1366)	-0.4453*** (0.1205)
$Konstante$	2.4471*** (0.5861)	2.9588*** (0.3242)	3.3047*** (0.4197)	1.9524*** (0.6224)	1.4595 (1.0806)
Varianz-Inflations-Faktoren					
m_{18-29}					6.58
m_{30-44}	3.34	2.15			
m_{45-54}	2.49		2.03		3.89
m_{55-65}	2.15			1.32	1.60

N=180, robuste Standardfehler in (), * p<0.1; ** p<0.05; *** p<0.01

man die Abweichung des Effektes einer Kohorte relativ zu dieser Gruppe in Westdeutschland. Die Schätzer der Interaktionsterme weisen negative und insignifikante Ergebnisse auf. Dies macht deutlich, dass es wohl keine signifikanten Unterschiede zwischen dem Einfluss in Ost und West gibt. Es entkräftet die genannte Vermutung, dass die Ergebnisse durch den relativ hohen Anteil der 45-54 jährigen im Osten determiniert werden.

Ein weiteres Problem ist, dass die Abweichungen der Altersgruppen relativ zur ersten Altersgruppe gemessen werden. Man kann aber nicht sagen, ob beispielsweise die zweite von der dritten Gruppe signifikant abweicht. Aus diesem Grund wurde ein weiteres Modell geschätzt, bei dem eine andere Referrenz gewählt wurde. Die Ergebnisse sind in Tabelle 9 in der letzten Spalte (Modell 3 alternativ) enthalten und lassen den Schluss zu, dass auch die relativen Abweichungen zu Gruppe 2 durchaus signifikant sind. Das Ergebnis untermauert den umgekehrt u-förmigen Verlauf des Altersprofils. Die VIF-Werte für die erste und dritte Gruppe sind recht hoch, was mit der hohen Korrelation unter beiden Gruppen begründet werden kann.

Soweit konnte generell ein Einfluss des Altersprofils auf die Wachstumsrate festgestellt werden. Allerdings kann nicht aufgezeigt werden, in welchem Ausmaß unterschiedliche Wachstumsklubs⁵² von der Altersstruktur beeinflusst werden. Beispielsweise argumentieren Acemoglu et al. (2002), dass Effekte einzelner Variablen unterschiedlich stark wirken, je nachdem ob sich Regionen nahe oder fern von der Effizienzgrenze befinden. Diese Unterschiede lassen sich unter Verwendung der quantilen Regression⁵³ beleuchten. In Tabelle 10 sind die Schätzergebnisse für verschiedene Perzentile enthalten. Die ausgewiesenen Standardfehler sind durch Bootstrapping ermittelt worden.

Die geschätzten Koeffizienten geben Aufschluss darüber, ob die erklärenden Variablen einen Einfluß auf die Wachstumsrate des jeweiligen betrachteten Perzentils ausüben. Zunächst sollen kurz die anderen Modellvariablen betrachtet werden, bevor wieder der Fokus auf die Altersstruktur gesetzt wird. Öffentliche Ausgaben sind relevant für höhere Wachstumsraten, sie führen aber nicht zwingend zu erhöhtem Wachstum. Urbanisationseffekte und andere Kontrollvariablen scheinen keinen signifikanten Effekt auf bestimmte

⁵²Als Klub gilt eine Gruppe von Regionen, die in einem bestimmten Wertebereich der Wachstumsrate angehören.

⁵³Vgl. Koenker und Hallock (2001) oder Breuninger und Niebuhr (2008).

Tabelle 10: Quantile Regression und der Einfluss der Altersstruktur

abh. Variable	Perzentil				
$g/(n + \delta)$	10.	25.	50.	75.	90.
$\ln y_0$	-0.5078*** (0.186)	-0.4579*** (0.135)	-0.3894*** (0.147)	-0.2656** (0.1202)	-0.2908** (0.1168)
$\ln s_g$	0.0958 (0.0994)	0.0664 (0.0675)	0.1129* (0.0664)	0.1530** (0.0599)	0.2114*** (0.06)
$\ln h$	0.0242 (0.0696)	0.036 (0.0574)	0.0364 (0.06)	0.0316 (0.0592)	-0.0181 (0.0708)
$\ln infradens$	0.2233 (0.1552)	0.0884 (0.0799)	0.1185* (0.069)	0.1202 (0.0731)	0.1424 (0.0901)
<i>Anz.spez.Ind.</i>	-0.0079 (0.0163)	0.0029 (0.0105)	0.0214*** (0.0078)	0.0211* (0.0116)	0.0368*** (0.0116)
N_{age}	0.0913** (0.0438)	0.0331 (0.0238)	0.0617*** (0.0231)	0.03 (0.0216)	0.0468** (0.0227)
DIV_N	0.0943 (0.1901)	0.0817 (0.1639)	0.0583 (0.1287)	0.0385 (0.1716)	-0.1219 (0.2049)
DIV_N^2	-0.4902 (0.9656)	-1.1418 (0.8018)	-0.8898 (0.616)	-0.9764 (0.7011)	-0.0442 (1.0447)
m_{30-44}	-0.0698 (0.7411)	-0.3732 (0.4944)	-0.3365 (0.5095)	0.393 (0.6371)	0.7077 (0.7297)
m_{45-54}	0.3812 (0.3603)	0.2557 (0.2736)	0.6125** (0.2795)	0.6782*** (0.2534)	0.9947*** (0.2788)
m_{55-65}	-0.4563** (0.2085)	-0.3929** (0.1713)	-0.4188** (0.1636)	-0.5645*** (0.1819)	-0.4361* (0.2278)
<i>Konstante</i>	2.2150** (1.0596)	1.3825* (0.7274)	1.9196*** (0.7029)	2.0834** (0.8078)	3.2546*** (1.0465)
Pseudo-R ²	0.1917	0.2324	0.3069	0.4057	0.5035

N=180, s.e. durch Bootstrapping (Reps. = 1000) ermittelt

Wachstumsgruppen auszuüben. Allerdings scheint eine Spezialisierung der Region auf einige Branchen durchaus eine Rolle im Hinblick auf Wachstumschancen zu spielen. Dies unterstützt die Literatur zu Lokalisationseffekten.

Unabhängig von der Betrachtung des Perzentils zeigt sich, dass die älteste Altersgruppe stets einen signifikant negativen Effekt auf das Wachstum ausübt. Ein Test auf einen gemeinsamen Koeffizienten unterstützt die These, dass unabhängig von der Höhe der Wachstumsrate der Effekt der 55-65 jährigen stets gleichstark ausfällt. Beim Betrachten der wachstumsfördernden Gruppe der 45-54 jährigen fällt auf, dass der Effekt dieser Gruppe steigt, je höher die Wachstumsrate ist. Das bedeutet, dass regionales Wachstum gesteigert werden kann, wenn der relative Anteil dieser Kohorte wächst - aber nur dann, wenn generell Wachstumschancen gegeben sind. Eine Erhöhung des Anteils der 45-54 jährigen führt nicht zu einem Anstieg der Wachstumsrate bei niedrigen Wachstumsraten. Betrachtet man die zweite Altersgruppe, so steigen ebenfalls die Koeffizienten, wenn man höhere Wachstumsraten betrachtet. Allerdings sind alle Koeffizienten insignifikant.

Die Resultate der Quantilregression halten den gleichen Robustheitschecks der OLS-Regression des Modells 3 stand. Insbesondere die Interaktionsterme der Altersstruktur mit dem Ost-Dummy sind wieder negativ und insignifikant. Somit kann auch hier ausgeschlossen werden, dass die Ergebnisse durch die hohen Anteile der 45-54 jährigen im Osten bestimmt werden.

Eine Variable wurde bisher nicht betrachtet: Der Anteil der regional Hochqualifizierten h . Der Parameter wird insignifikant, wenn die Altersstruktur in dem Modell berücksichtigt wird. Scheinbar fängt die Altersstruktur alle Effekte der durchschnittlichen Qualifikation einer Region ab. Die Korrelation zwischen h und den Altersgruppen ist moderat hoch für die mittleren Altersgruppen. Die jüngste Kohorte der unter 30 jährigen weist eine negative recht hohe Korrelation mit h auf. Das ist zu erwarten, da man üblicherweise einen Hochschulabschluß mit etwa 25 Jahren ablegt und somit der Anteil der Hochschulabsolventen in dieser Gruppe gering ist. Um eine Verzerrung durch das Auftreten möglicher Kollinearitäten zu vermeiden, wurde h von der Regression ausgeschlossen. Das Ergebnis verschlechtert sich nicht und die obige Interpretation der Altersstruktureffekte bleibt erhalten.

Wenn die Altersstruktur Effekte von Humankapital wie zum Beispiel Erfahrungen oder

die Möglichkeit der Adaption neuen Wissens repräsentiert, dann kann sie als Maß für den regionalen Bestand an verfügbaren Humankapitals angesehen werden. Dies erklärt dann die Insignifikanz von h . Leider lässt das BHP es nicht zu, die Altersstruktur der Hochschulabsolventen zu betrachten oder die Altersstruktur anhand von Erfahrungen und Qualifikation zu konstruieren, wie es im folgenden Teil der Arbeit erfolgt. Allerdings wird dort kein Wachstum betrachtet, sondern Produktivität.

Die Ergebnisse zeigen, dass die Altersstruktur Wachstum erklären kann. Insbesondere die Gruppe der 45-54 jährigen sorgt für bessere Wachstumsperspektiven. Falls zusätzlich zur Berufsqualifikation oder dem Studium Erfahrungswissen das Humankapital eines Individuums beeinflusst, dann erklärt dies den Effekt der 45-54 jährigen. Die zweite Gruppe scheint bereits zusätzlich zur formalen Qualifikation weiteres Humankapital „gebildet“ zu haben. Allerdings sind die Auswirkungen insignifikant gegenüber der ersten Alterskohorte. Die Schätzergebnisse des Altersprofils sowie die Robustheitskontrollen lassen den Schluss eines umgekehrt u-förmigen Verlaufes zu. Dieses Ergebnis wird nicht von der besonderen Charakteristik von Ostdeutschland überlagert.

3.3.5 Zusammenfassung

Dieses Kapitel befasst sich mit der Auswirkung der Altersstruktur der Beschäftigten auf das deutsche Wirtschaftswachstum für die Jahre 1996-2005. Eine zum Modell von MRW (1992) erweiterte Variante wurde zur Schätzung des Effektes verwendet. Insbesondere wurde die Altersstruktur wie von Brunow und Hirte (2006) vorgeschlagen, implementiert. Als zusätzliche Variable werden die öffentlichen Investitionen aufgenommen, um die Aschauer-Debatte (1989) zu berücksichtigen. Die Modellierung orientiert sich hierbei an den Arbeiten von Crihfield und Panggabean (1995a, b). Im Vergleich zum Wachstumsmodell zu europäischen Regionen des vorangegangenen Kapitels wurden explizit verschiedene Sparquoten auf Kapitalarten zugelassen. Des weiteren wurden Unterschiede in der totalen Faktorproduktivität berücksichtigt, indem Urbanisations- und Lokalisationsmaße in die Regressionsanalyse einfließen.

Zusätzlich zur OLS-Regression wurde räumliche Autokorrelation berücksichtigt, wobei sich die spatial lag-Struktur als bevorzugter Ansatz herausstellte. Unter Verwendung der quan-

tilen Regression konnte festgestellt werden, ob die erklärenden Variablen unterschiedliche Einflüsse ausüben, je nachdem, wie hoch die Wachstumsrate ausfällt.

Die gefundenen Ergebnisse stützen die Literatur und schließen auf bedingte Konvergenz deutscher Regionen. Ein Anstieg öffentlicher Ausgaben wirkt sich wachstumsfördernd aus, aber nicht notwendigerweise. Um Urbanisationseffekte aufzudecken, wurde ein Herfindahl-Index der Firmen über die Branchen gebildet. Dabei stellt sich heraus, dass ein „gesunder“ Industriemix wachstumsfördernd wirkt, wohingegen eine Konzentration in wenigen Branchen beziehungsweise eine weite Streuung eher nachteilig für Wachstumsprozesse sind. Allerdings erscheint es auch aus regionaler Sicht sinnvoll, sich im gewissen Maße auf einige Industrien zu spezialisieren.

Bei der Betrachtung der Altersstruktur stellt sich ein umgekehrt u-förmiger Verlauf heraus. Die Gruppe der 45-54 jährigen wirkt dabei besonders wachstumsfördernd. Unter Verwendung der quantilen Regression kann vertiefend festgestellt werden, dass der Effekt der Altersstruktur verstärkt wirkt, wenn man Regionen betrachtet, die ein höheres Wachstum aufweisen. Die Erkenntnis des Altersstrukturprofils kann anhand der Humankapitaltheorie gestützt werden. Wenn Erfahrungswissen, „learning-by-doing“ oder „on-the-job-training“ während der Erwerbsbiographie eine Rolle spielen, wird sich der Bestand an Humankapital während der Alterung zusätzlich zur formalen Qualifikation steigern. Diese zusätzliche Wissen sorgt für Wachstumsimpulse. Allerdings ist auch festzustellen, dass ein steigender Anteil der 55-65 jährigen Wachstumschancen hindert. Dementsprechend spielen Veralterung und Abschreibung von Humankapital und Wissen durchaus eine Rolle. Wenn all diese Humankapitaleffekte durch die Altersstruktur der Erwerbstätigen gemessen werden, erklärt es, dass der Bestand an Humankapital h insignifikant wird.

In dieser Studie wurde bereits darauf hingewiesen, dass die Altersstruktur der Beschäftigten nicht die Gruppe der Hochschulabsolventen direkt berücksichtigt. Nimmt man allerdings an, dass gerade diese Gruppe für Wachstum sorgt, so sollte sie genauer studiert werden. Unter Verwendung einer Produktionsfunktion als Schätzgleichung wird eine weitere empirische Studie im kommenden Teil der Arbeit angefertigt, die sich im speziellen mit der Altersstruktur der Hochqualifizierten befasst.

4 Einflüsse der Altersstruktur auf die Produktivität

Während in den vorangegangenen Teilen der Arbeit Wachstumsprozesse im Vordergrund standen, soll nun gezielt die Produktivität im Mittelpunkt der Untersuchung stehen. Wie bereits Rosenthal und Strange (2004) darlegen, ist eine Schätzung der Produktionsfunktion denkbar. Die generellen Probleme liegen dabei, dass entweder nicht genügend Daten über Produktionsfaktoren vorliegen oder man sich dem Problem der Endogenität der Regressoren gegenüber sieht. Die in den folgenden Unterkapiteln gewählten Ansätze benötigen relativ wenig Datenmaterial, sodass - abgesehen vom generellen Problem der Messung des Kapitalstocks - die Datenverfügbarkeit ein geringeres Problem darstellt. Die Gegenwart einer möglichen Endogenität kann im folgenden Unterabschnitt nicht gezielt berücksichtigt werden. Im zweiten Teil allerdings wird ein endogener Regressor instrumentiert.

In der empirischen Studie zum deutschen Wirtschaftswachstum wurde ersichtlich, dass die Humankapitalvariable unter Hinzunahme der Altersstruktur insignifikant wurde. Um weitere Einblicke in diesen überraschenden Effekt zu erhalten, soll der Faktor Humankapital auf Altersstruktureffekte in diesem Kapitel untersucht werden. Dabei wird der Begriff Humankapital verstanden als alljene Personen, die einen Hochschulabschluß besitzen. Eine weitere Definition von Humankapital wird ebenfalls verwendet. Diese betrachtet alle Personen als Humankapitalisten, die in einem Beruf arbeiten, der vorwiegend von Personen mit Hochschulabschluß ausgeführt wird.

Zunächst wird eine von Lucas (1988) vorgeschlagene Produktionsfunktion verwendet, um externe Effekte zu quantifizieren, die durch den relativen Anteil an Humankapital hervorgerufen werden. Die Altersstruktur fließt dabei als Interaktionsterm ein und variiert die Stärke des externen Effektes. Es handelt sich wieder um eine Querschnittsanalyse. Die vorgeschlagene Produktionsfunktion, insbesondere die Implementierung des externen Effektes, geschieht ad hoc. Daher wird im darauffolgenden Kapitel ein Modell von Baldwin (1999) vorgestellt, bei dem der Humankapitaleffekt durch eine separate Gleichung beschrieben werden kann.

Die in diesem Kapitel vorgestellten empirischen Befunde beziehen sich wieder aus folgenden Gründen auf Deutschland. Erstens ist die Überalterung in Deutschland sehr stark. Sind ältere Kohorten ggf. weniger produktiv und steigt der Anteil an der Arbeitsbevöl-

kerung, so ist zu vermuten, dass auf regionaler Ebene die Produktivität sinkt. Zweitens ist Deutschland aufgrund der Wiedervereinigung ein interessantes Forschungsfeld, da die bereits bestehende westliche Wirtschaftsstruktur mit einem Transitionsland, der ehemaligen DDR, verschmolz. Das bedeutet, dass gegebenenfalls Erkenntnisse übertragbar sind im Hinblick auf die Integration ehemals sozialistischer Staaten in die Europäische Union. Nicht nur das Wirtschaftssystem, sondern auch das Bildungssystem in der ehemaligen DDR waren anders strukturiert und aufgebaut. Dies weckt auch die Frage, inwiefern sich Humankapital zwischen Ost und West unterscheidet.

4.1 Produktivitätseffekte bei einer Lucas-Produktionsfunktion

4.1.1 Motivation des Regressionsmodells

Dieses Kapitel verwendet die von Lucas (1988, 2001) vorgeschlagene Produktionsfunktion, die neben Arbeit L und Kapital K einen durch Humankapital hervorgerufenen externen Effekt aufweist⁵⁴. In der Arbeit von Lucas wird der externe Effekt durch das durchschnittliche Bildungsniveau h der Region generiert⁵⁵. Allerdings soll in dieser Arbeit nicht das vollständige endogene Wachstumsmodell auf empirische Relevanz geprüft werden. Die empirische Literatur hinsichtlich des Lucas-Modells befasst sich vorwiegend mit der Qualität und Effizienz von Bildung⁵⁶.

Lucas (1988) schlägt folgende Produktionsfunktion vor, die steigende Skalenerträge aufweist. In Anlehnung an Lucas (2001) oder Ciccone und Peri (2002) lautet die zu prüfende Produktionsfunktion

$$Y = A(\bullet) K^\alpha L^{1-\alpha} h^\gamma. \quad (8)$$

Die eingesetzte Arbeit L umfasst die Anzahl an Beschäftigten - sowohl „einfache“ Arbeiter als auch Humankapitalisten. Das bedeutet, dass eine perfekte Substituierbarkeit zwischen beiden Arbeitstypen angenommen wird⁵⁷. Jedoch erzeugen die Humankapitalisten den externen Effekt, da sie den Anteil h erhöhen. Insofern bieten Humankapitalisten

⁵⁴Die folgende Analyse wurde der wissenschaftlichen Diskussion beigelegt. Vgl. Brunow und Hirte (im Erscheinen).

⁵⁵Vgl. Lucas (1988).

⁵⁶Vgl. Aghion und Howitt (1998), Kapitel 10.3.

⁵⁷Moretti (2004) als auch Ciccone und Peri (2006) untersuchen die Auswirkungen unvollständiger Substituierbarkeit zwischen verschiedenen Arbeitstypen.

eine Basisproduktivität an, welche der der „einfachen“ Arbeiter gleicht und erzeugen einen zusätzlichen Effekt durch das durchschnittliche Qualifikationsniveau h . Arbeitskraft und Kapital zusammen werden unter konstanten Skalenerträgen eingesetzt. Um eine Vergleichbarkeit zwischen Regionen herzustellen, wird (8) mit L dividiert⁵⁸,

$$y = A(\bullet) \left(\frac{K}{L} \right)^\alpha h^\gamma = A(\bullet) k^\alpha h^\gamma \quad (9)$$

Lucas (2001) unterstellt eine Produktionsfunktion, in die zusätzlich die regionale Fläche als Produktionsfaktor einfließt, jedoch auf Kapital verzichtet wird. Ciccone und Peri (2002) beziehen sich auf den Einsatz von Arbeit, dem durchschnittlichen Humankapital- und traditionellem Kapitaleinsatz zur Erklärung der Produktivität und normiert mit der Regionenfläche. Beide Studien versuchen, Externalitäten zu identifizieren. Lucas vermutet, dass ein Großteil der Externalitäten im Bodenpreis monetarisiert werden und verwendet daher Boden als einen zentralen Produktionsfaktor - relative Bodenknappheit lässt tendenziell den Preis für Boden steigen. Gibt es zusätzliche Margen durch externe Effekte, liegt es nahe, dass diese auch im Bodenpreis enthalten sind und eine zusätzliche Preissteigerung hervorrufen. Die Hinzunahme von Boden als Produktionsfaktor in das Modell hat zur Folge, dass durch die Division mit L die Inverse der Bevölkerungsdichte resultiert, welche als Urbanisationsmaß angesehen werden kann⁵⁹.

Die totale Faktorproduktivität $A(\bullet)$ in Gleichung 8 kann durch zusätzliche Kontrollvariablen bereichert werden. Dabei ist zu beachten, dass nur solche Variablen Einfluss finden, die nicht an Humankapitaleffekte geknüpft sind, denn letztere sollten in γ quantifiziert werden. Eberts und McMillen (1999), aber auch Rosenthal und Strange (2004) führen Agglomerationseffekte in $A(\bullet)$ ein. Solange diese Effekte ausschließlich in A Betrachtung finden, wirken diese Hicks-neutral⁶⁰ in Bezug auf den Kapital-, Arbeits- und Humankapitaleinsatz, d.h. sie ändern an der relativen Faktoreinsatzstruktur nichts. Die Annahme, dass Agglomerationseffekte Hicks-neutral auf den Humankapitaleinsatz ausüben, ist strittig. Es ist unklar, ob die Maßzahlen der Agglomerationseffekte nicht durch das Humankapital

⁵⁸Eine Nivellierung mit der regionalen Bevölkerungszahl erfolgt hier nicht, da die Produktivität und nicht der generelle regionale Wohlstand im Fokus der Untersuchung steht.

⁵⁹Vgl. die Argumentation des vorangegangenen Kapitels.

⁶⁰Vgl. Maussner und Klump (1996), S. 62ff.

bedingt wurden und umgekehrt. Insbesondere ist zu erwarten, dass in A abgefangene Agglomerationsmaße stärker mit h korrelieren als mit dem Einsatz von Arbeit und Kapital. Jedoch sei an dieser Stelle vorweggenommen, dass sich Interaktionsterme von Agglomerationsmaßen und h so stark untereinander bedingen, dass Multikollinearitäten die Ergebnisse stark beeinflussen. Agglomerationseffekte ausschließlich in γ zu berücksichtigen, hätte zur Folge, dass diese keinen Produktivitätseffekt auf den Kapital- und Arbeitseinsatz ausüben, was intuitiv abgelehnt werden sollte. Daher soll die Annahme gelten, dass Agglomerationseffekte einen Hicks-neutralen Effekt ausüben. Diese Annahme kann durch die Arbeit Hendersons (2003) gestützt werden. Er untersucht auf Betriebsstättenebene Agglomerationseffekte und schlußfolgert, dass diese Hicks-neutral wirken.

Ogleich das Aufdecken von Externalitäten Zeitreihendaten voraussetzt⁶¹, was in dieser Studie aufgrund von Querschnittsdaten nicht möglich ist, sollen folgende Variablen solche Effekte kontrollieren. Lokalisationseffekte (MAR-Externalitäten) werden durch eine Dummy-Variable ausgedrückt. Der Dummy $Dloc$ nimmt für eine Region den Wert Eins an, wenn eine Industrie relativ stark in dieser Region vertreten ist. Als Grundlage wird der Anteil der Arbeiter N_r^i in Region r innerhalb der Industrie i verwendet

$$q_r^i = \frac{N_r^i}{\sum_r N_r^i}.$$

Das Maß untersucht ausschließlich die Verteilung einer Industrie. Liegt eine starke Konzentration vor, so sind die Werte für einige wenige q_r^i relativ hoch. Diese Maßzahl erlaubt allerdings nicht, Urbanisationseffekte zu messen, die beispielsweise durch wirtschaftliche Wertschöpfungsketten, vorgelagerte Produktionsbetriebe und Vorleistungen oder Diversifikation hervorgerufen werden⁶². Eine Anhäufung unterschiedlicher Industrien in einer Region kann, wie Jacobs (1969) oder Krugman (1991) argumentieren, Marktgrößeneffekte hervorrufen, die wiederum die Produktivität aller Sektoren steigern. Treten solche Urbanisationseffekte auf, so können diese durch einen hohen Grad an Diversifikation beschrieben werden. Combes et al. (2004) schlägt zur Messung einen logarithmierten Herfindahl-Index

⁶¹Vgl. Rosenthal und Strange (2004), Combes et al. (2004).

⁶²Vgl. Jacobs (1969), Krugman (1991), Krugman und Venables (1995), Krugman et al. (1999, Kapitel 14).

vor. Dieser ermittelt sich wie folgt

$$DIV_r = -\ln \left[\sum_{i=1}^I \left(\frac{N_r^i}{\sum_{k=1}^I N_r^k} \right)^2 \right].$$

Der Index misst die Streuung der Beschäftigung zwischen den Sektoren. Ciccone (2002) schlägt als weiteres Maß für Urbanisationseffekte das Verhältnis aus Beschäftigung zur Regionenfläche vor. Um eine regionale Vergleichbarkeit zu garantieren, wird in dieser Studie die Produktivität pro Erwerbstätigen betrachtet. Das Aufnehmen von Ciccones Maß würde folglich die Normierung teilweise relaxieren und zu Heteroskedastie führen. Aus diesem Grund soll dieser Ansatz nicht weiter verfolgt werden.

Griliches (1990) zeigt auf, dass Patente, insbesondere das Erweitern des Patentbestandes, Änderungen in der totalen Faktorproduktivität erklären. Das Wirken von Patenten auf technischen Fortschritt sieht Cameron (1998) kritisch. Er stellt insbesondere die Rolle von R&D-Spillovern hervor, die letztlich ein Wachstum des technischen Fortschritts bedingen und folglich indirekt die totale Faktorproduktivität erhöhen. Auch Romer (1990) definiert einen Forschungssektor, der „Designs“ erzeugt, die später in einem Zwischenproduktesektor als Varianten produziert werden. Jedes neue Design kann man als Patent auffassen, da ein exklusives Nutzungsrecht angenommen wird. Der Forschungssektor ist humankapitalintensiv. Weitere Arbeiten stellen auch die Rolle von Humankapital in R&D sowie Patententwicklung heraus. Humankapitalexternalitäten werden hier in h^γ im Modell aufgenommen. Sind nun Patente an Humankapital gebunden, sollten Patente nicht als Maßzahl zur Unterscheidung regionaler Faktorproduktivitäten verwendet werden, da Patente in diesem Fall endogen sind. Die Rolle der Patente wird folglich durch den relativen Anteil an Humankapital berücksichtigt. Die hohe Korrelation der Patentzahlen und dem Humankapitaleinsatz untermauert diesen Zusammenhang⁶³.

Um weiterhin bestehende Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland in der Regression zu berücksichtigen, wird eine Dummy-Variable *Ost* eingeführt. Durch Einsetzen der motivierten Variablen in A mit einer Konstanten C sowie in die Produktionsfunktion,

⁶³Die Hinzunahme der Patentzahlen in das Modell führt zu hohen Multikollinearitäten mit h .

folgt die erweiterte Produktionsgleichung,

$$y = \exp [C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost] k^\alpha h^\gamma.$$

Durch Logarithmieren und Erweitern um einen Fehlerterm ε , folgt das Basisregressionsmodell M 1,

$$\ln y = C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost + a_S N_{size} + \alpha \ln k + \gamma \ln h + \varepsilon. \quad (10)$$

Das Modell kann unter Verwendung von OLS geschätzt werden. Der nächste Abschnitt stellt weitere ökonometrische Modelle auf, die insbesondere räumliche Strukturen berücksichtigen. Des weiteren erfolgt die Einarbeitung der Altersstruktur in das Modell.

4.1.2 Implementierung der Altersstruktur und räumlicher Abhängigkeiten

Nachdem im vorangegangenen Abschnitt das grundlegende Regressionsmodell hergeleitet wurde, widmet sich dieser Teil der Implementierung der Altersstruktur des Humankapitals. Die regionale Altersstruktur des Humankapitals wird derart eingeführt, dass sie die Stärke des externen Effektes γ beeinflusst. Andere Studien, zum Beispiel Lindh und Malmberg (1999) oder Brunow und Hirte (2006), verwenden die Altersstruktur als einen Index, der zu einem Produktionsfaktor multiplikativ hinzugerechnet wird. Somit wird der effektiv einsetzbare Bestand skaliert, jedoch nicht die Produktivität des Gesamtbestandes determiniert. Im Unterschied zu den Studien von Moretti (2004b) beziehungsweise Haltiwanger et al. (1999), welche die Altersstruktur des Humankapitals durch die der Bevölkerung beziehungsweise der Belegschaft approximieren, soll hier die tatsächliche Altersstruktur der Humankapitalisten Verwendung finden. Somit ist es nicht notwendig, vorauszusetzen, dass die Zusammensetzung des Humankapitals der der Bevölkerung oder der Erwerbstätigen entspricht. Bezeichne m_j den Anteil der j-ten Altersgruppe der Humankapitalträger, so gelte

$$\gamma = \beta_1 + \sum_{j=2}^J \beta_j m_j, \quad \text{mit} \quad m_j = \frac{h_j}{\sum_k^J h_k}, \quad \sum_j^J m_j = 1, \quad (11)$$

wobei J der Anzahl an Altersgruppen entspricht. Eine solche Modellierung setzt voraus, dass die Humankapitaleffekte tatsächlich altersabhängig sind und der Anteil, den eine Gruppe zur Externalität beiträgt, relativ zur Referenzgruppe β_1 ausgedrückt wird. Somit beträgt der Teil der Externalität, der durch die Altersgruppe j generiert wird, $\beta_1 + \beta_j m_j$. Die Substitution von (11) in (10) liefert ein weiteres Regressionsmodell MA 1, welches die Altersstruktur von Humankapital berücksichtigt. Es lautet

$$\ln y = C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost + \alpha \ln k + \left(\beta_1 + \sum_{j=2}^J \beta_j m_j \right) \ln h + \varepsilon.$$

Nachdem die Altersstruktur in das Regressionsmodell implementiert wurde, soll nun der Umgang mit der räumlichen Struktur im Fokus stehen. So ist es denkbar, dass ein hoher Anteil an h in einem Zentrum einen ebenfalls hohen Anteil in den umliegenden Regionen bedingt. Aus diesem Grund ist die Kontrolle nach räumlicher Autokorrelation unumgänglich. Cliff und Ord (1981) entwickeln ein Modell, welches räumliche Autokorrelation der Störterme unterschiedlicher Regionen berücksichtigt. Es resultiert das spatial error Modell. Unter Verwendung einer zeilennormierten distanzbasierten Gewichtsmatrix⁶⁴ W lauten die Regressionsmodelle M2 und MA2 ohne bzw. mit Berücksichtigung der Altersstruktur

$$\begin{aligned} \ln y &= C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost + \alpha \ln k + \gamma \ln h + (I - \lambda W)^{-1} \nu \\ \ln y &= C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost + \alpha \ln k \\ &\quad + \left(\beta_1 + \sum_{j=2}^J \beta_j m_j \right) \ln h + (I - \lambda W)^{-1} \nu \end{aligned}$$

Denkbar ist auch, eine räumliche Korrelation der zu erklärenden Variablen zuzulassen, dem sogenannten „spatial lag model“⁶⁵, M 3 beziehungsweise MA 3. Die Tests lehnen das spatial lag Modell ab und aus diesem Grund soll es hier nicht weiter verfolgt werden. Eine Verallgemeinerung des spatial lag-Modells ist das spatial Durbin-Modell⁶⁶. Hierbei werden alle aufgenommenen Variablen mit dem dazugehörigen räumlichen Lag versehen.

⁶⁴Vgl. Brunow und Hirte (2006), wobei W Distanz moderat diskontiert (insb. wurde der Parameter zur Ermittlung der Halbwertszeit auf 0.5 gesetzt).

⁶⁵Vgl. Anselin (1988).

⁶⁶Vgl. Anselin (1988).

Die resultierenden Modelle M 4 und MA 4 lauten

$$\begin{aligned}
 \ln y &= \lambda W \ln y + C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost + \alpha \ln k + \gamma \ln h \\
 &\quad + \zeta_D W DIV + \dots + \zeta_\gamma W \ln h + \nu \\
 \ln y &= \rho W \ln y + C + a_D DIV + a_L Dloc + a_E Ost + \alpha \ln k \\
 &\quad + \left(\beta_1 + \sum_{j=2}^J \beta_j m_j \right) \ln h + \mu_D W DIV + \dots + \sum_{j=2}^J \mu_{\beta_j} W m_j \ln h + \nu
 \end{aligned}$$

Das räumliche Durbin-Modell beinhaltet das spatial error Modell als Spezialfall, wobei die Koeffizienten ζ bzw. μ den geschätzten Parametern α_i , α , sowie γ multipliziert mit λ bzw. ρ entsprechen. Das spatial Durbin Modell kann somit als Kontrollmodell verwendet werden, um von einer richtigen Modellspezifikation (dem spatial error-Modell) ausgehen zu können. In der Tabelle (11) sind nochmals die Modellvarianten und die verwendeten Bezeichnungen gegenübergestellt. Im Folgenden werden Hypothesen formuliert und die Datenbasis vorgestellt.

Tabelle 11: Modellübersicht des Lucas-Ansatzes

Berücksichtigung der Altersstruktur	nein	ja
Basismodell (OLS)	M 1	MA 1
Spatial Error Modell (ML)	M 2	MA 2
Spatial Lag Modell (ML)	M 3	MA 3
Spatial Durbin Modell (ML)	M 4	MA 4

4.1.3 Hypothesen

Bezugnehmend auf das theoretische Modell sowie der gefundenen Evidenz der empirischen Literatur lassen sich Hypothesen bezüglich der zu erwartenden Schätzergebnisse formulieren. Zunächst ist davon auszugehen, dass der Humankapitalanteil h die Produktivität steigert, folglich γ einen Wert größer Null annimmt. Des weiteren werden konstante Skalenerträge von Kapital und Arbeit angenommen, sodass insgesamt steigende Skalenerträge generiert werden, solange $\gamma > 0$ und signifikant ist. Falls diese Ergebnisse nachgewiesen werden können, stützt dies die von Lucas (1988) getroffenen Annahmen. Ferner ist aus der theoretischen Überlegung zu erwarten, dass die Agglomerationseffekte, DIV und $Dloc$,

einen produktivitätssteigernden Effekt aufweisen und somit Agglomerationseffekte aufdecken. Aus empirischen Studien ist zu vermuten, dass die Diversifikationseffekte (*DIV*) die Produktivität erhöhen, jedoch ist davon auszugehen, dass der Effekt geringer ausfällt als in anderen Arbeiten⁶⁷, da der Einfluss durch Humankapital nicht in der Diversifikation berücksichtigt sondern direkt in γ abgefangen wird. Inwieweit eine Konzentration einer Industrie die regionale Produktivität fördert, ist empirisch nicht eindeutig belegt⁶⁸. Daher wird kein spezielles Vorzeichen für *Dloc* erwartet.

Betrachtet man Ost- und Westdeutschland, so ist festzustellen, dass das Lohnniveau im Osten um ca. 25-30% niedriger ist als im Westen. Somit erwarten wir einen produktivitäts-senkenden Effekt auf ca. 70-75% des Westniveaus in Ostdeutschland. Einen Effekt dieser Größenordnung weisen Eckey et al. (2007) nach. Aufgrund der räumlichen Struktur der Daten und die damit verbundenen, nicht modellierten, Interaktionseffekten benachbarter Regionen, ist auch von räumlicher Korrelation auszugehen.

Hinsichtlich der Altersstruktur ist ein umgekehrt u-förmiger Verlauf zu erwarten, was sich aus der Literaturrecherche ergab. Jedoch ist die Evidenz innerhalb der Literatur nicht eindeutig, sodass auch andere Alterseffektemuster denkbar sind.

Nachdem die Hypothesen formuliert worden, sollen im nächsten Abschnitt die verwendeten Daten vorgestellt und deskriptiv beschrieben werden.

4.1.4 Datenbasis und deskriptive Statistik

Das in den vorangegangenen Abschnitten vorgestellte Modell soll anhand deutscher Daten für das Jahr 2000 überprüft werden. Es werden 172 Regionen betrachtet, die anhand von Pendlerbewegungen zwischen NUTS-3 Regionen abgegrenzt worden (vgl. Eckey 2001). Durchschnittlich enthält jede dieser 172 Regionen 2.4 NUTS-3 Regionen. Die Bruttowertschöpfung, die Beschäftigung und die Regionenklassifikation wurden von der GENESIS-Regional sowie der INKAR-Datenbank entnommen. Der Kapitalstock wurde von Eckey et al. (2007) ermittelt. Dazu wurde auf shift-share Methoden zurückgegriffen, denen Investitionsdaten sowie die regionale Industriestruktur zugrunde liegen.

Die Altersstruktur, der Bestand an Humankapital sowie Daten für den Diversifikationsin-

⁶⁷Vgl. van Oort (2007), Henderson et al. (1995).

⁶⁸Vgl. van Oort (2007).

den entstammen der IABS, welche vom Institut für Arbeitsmarkt und Berufsforschung und der Bundesanstalt für Arbeit bereitgestellt werden. Die in der Datenbank enthaltene Wirtschaftsstruktur entspricht der WZ93, Ebene 1. Diese Klassifikation ist nahe der NACE-1 Klassifikation der Sektoren A-Q. Ferner beinhaltet die IABS die regionale Zuordnung des Arbeitsortes. Damit dient der Arbeitsort der Ermittlung des Humankapitalbestandes sowie der Berechnung der Alterskohorten.

Die Zuordnung zu Humankapital erfolgte dann, wenn die Beschäftigten einen Hochschulabschluss als höchsten Berufsabschluß aufweisen. Dies wird im folgenden als die *alte* Definition bezeichnet. Dabei erfolgte eine durch Fitzenberger et al. (2005) vorgeschlagene Berücksichtigung von möglichen Falschmeldungen. Um Verzerrungen durch Langzeitarbeitslosigkeit und einer damit möglicherweise verbundenen Abschreibung des Humankapitals zu verhindern, werden Personen mit Hochschulabschluss nur dann als Humankapitalträger berücksichtigt, wenn sie nicht länger als ein Jahr arbeitslos gemeldet sind. Insgesamt gibt es vier Alterskohorten, die sich wie folgt zusammensetzen: 20-29 Jahre, 30-39 Jahre, 40-49 Jahre sowie alle Personen über 49 Jahren. In Tabelle (12) werden Mittelwert, Standardabweichung sowie die Spanne der Kohortenanteile für zwei Definitionen - alt und neu - gegenübergestellt.

Tabelle 12: Überblick der alten und neuen Humankapitalabgrenzung

Altersgruppe	alt		neu	
	Mittelwert	Std.Dev.	Mittelwert	Std.Dev.
m_{20-29}	0.1251	0.0484	0.1867	0.0596
m_{30-39}	0.3620	0.0737	0.3162	0.0541
m_{40-49}	0.2890	0.0455	0.2581	0.0448
m_{50-65}	0.2229	0.0839	0.2390	0.0673
	Minimum	Maximum	Minimum	Maximum
m_{20-29}	0.0172	0.2679	0.0323	0.3571
m_{30-39}	0.1588	0.5610	0.1720	0.4742
m_{40-49}	0.1591	0.4299	0.1421	0.3939
m_{50-65}	0.0541	0.4463	0.1250	0.4516

N=172

Eine Einteilung und Zählung der Personen mit Hochschulabschluß zum Abgrenzen des Humankapitals birgt ein Problem. Personen, die möglicherweise nie einen Hochschulabschluß

erwarben, arbeiten teilweise in Berufen, in denen es typisch ist, ein Diplom als Berufsvoraussetzung vorzuweisen. Diese Personen werden nicht im Humankapitalbestand erfasst, sind allerdings voraussichtlich für das Generieren der Externalität mitverantwortlich, da sie persönliche individuelle Fähigkeiten besitzen.

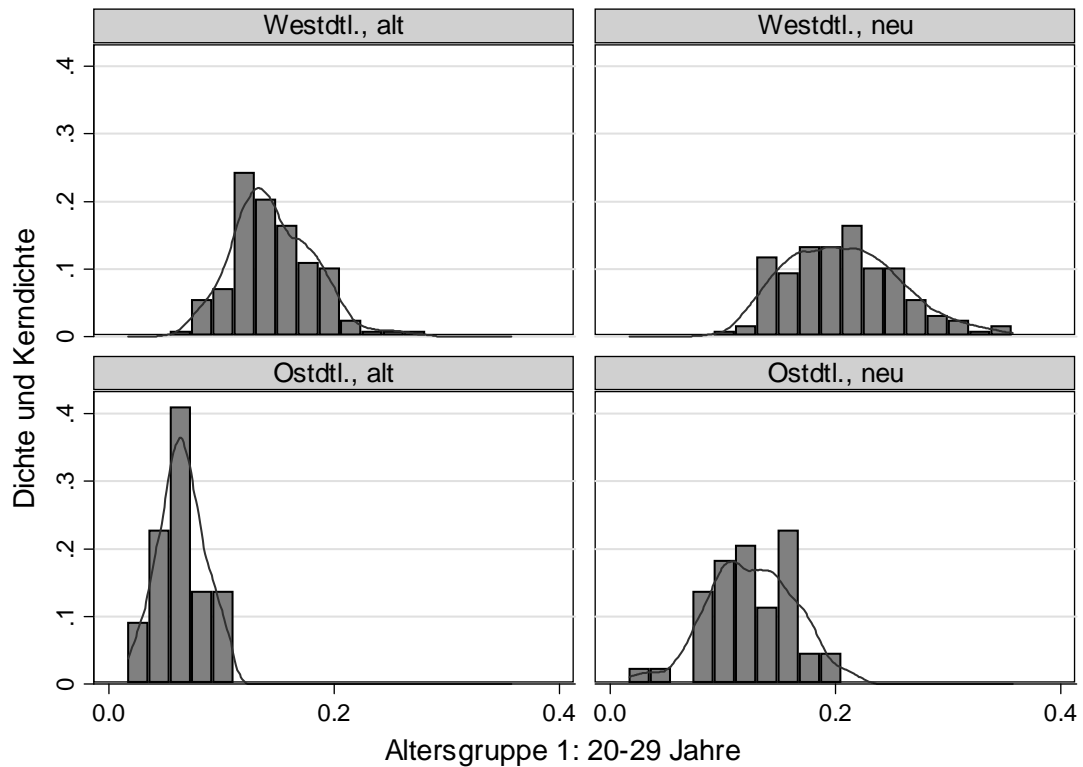
Auf der anderen Seite ist vorstellbar, dass Personen einen Hochschulabschluß erwarben, jedoch im Laufe ihrer Erwerbsbiographie in Berufen arbeiten, die keinen Hochschulabschluß voraussetzen. Dies ist insbesondere in Ostdeutschland beobachtbar und kann mit den Unterschieden im Bildungswesen, Veralterung von Wissen beziehungsweise durch das Wegfallen spezifischer Berufe begründet werden. Aus diesem Grund soll eine weitere *neue* Definition der Humankapitalzuordnung erfolgen. Alle Personen, die in einem Beruf arbeiten, der vorwiegend durch Hochschulabgänger besetzt ist, gelten als Humankapitalträger. Diese Abgrenzung berücksichtigt neben dem tendenziell notwendigen Bildungsstand zusätzlich Erfahrungswissen sowie die Abschreibung von erlernten Fähigkeiten und ist insofern zu bevorzugen.

Beide Definitionen orientieren sich an den Definitionen der Literatur zu „overeducation“ (vgl. Duncan und Hoffmann 1981), insbesondere der Einteilung in „gegenwärtige“ und „benötigte“ Bildung. Einen aktuellen Überblick über die bestehende Literatur geben Groot et al. (2007). Die Zuordnung bei der neuen Definition einzelner Personen zum Humankapitalstock erfolgt, wenn der Anteil von Personen mit formalem Hochschulabschluß innerhalb der Berufsgruppe 29% übersteigt. Ein manuelles Durchgehen der als humankapitalintensiv geltenden Berufe der neuen Definition zeigt, dass üblicherweise ein Studium notwendig ist, um diesen Beruf auszuüben. Die Datenbasis bietet nur aggregierte Berufsgruppen an, sodass auch hier eine gewisse Verwässerung erfolgt. Aus diesen Gründen wird der relativ geringe Wert von 29% angesetzt, andernfalls bleiben eine Vielzahl an hochqualifizierten Jobs unberücksichtigt.

Um einen vertiefenden Einblick in den Unterschied zu erhalten, werden beide Definitionen getrennt nach Altersgruppen m_{20-29} bis m_{50-65} sowie einer Unterscheidung zwischen Ost und West in den Häufigkeitsdiagrammen 7 bis 10 gegenübergestellt. Zusätzlich wird die Kern-Dichte-Verteilungskurve eingezeichnet.

Es fällt auf, dass in der neuen Definition gerade in der jungen Bevölkerungsschicht Zu-

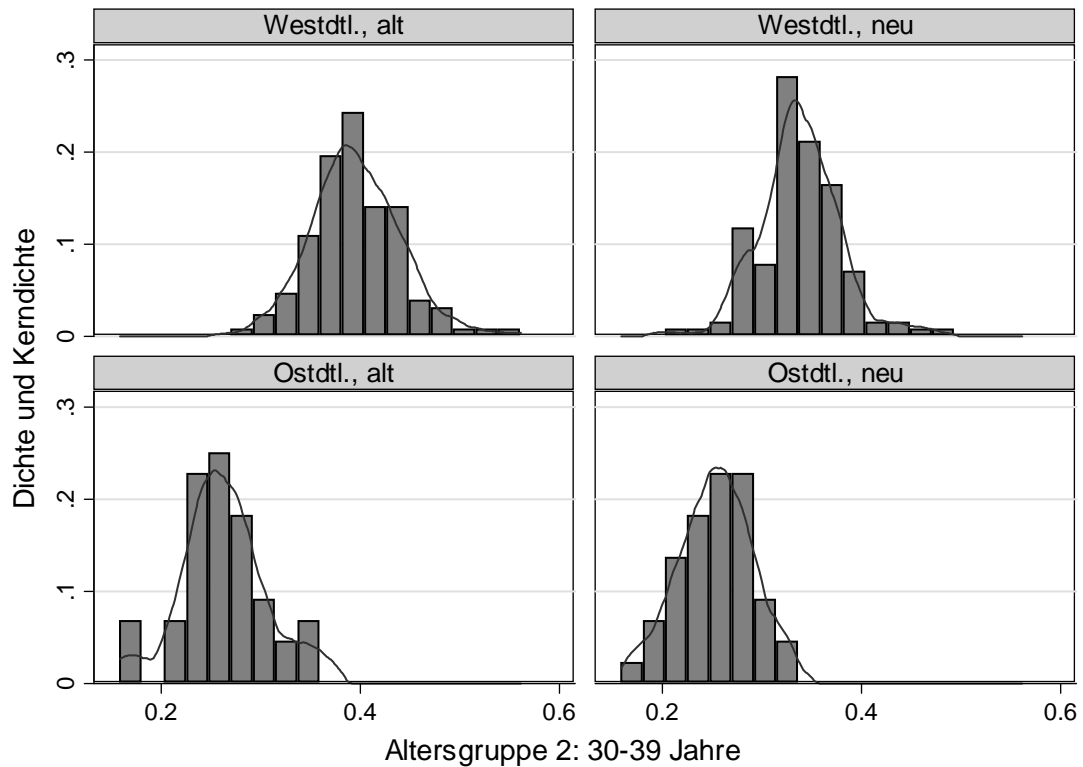
Abbildung 7: Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 1



wächse des relativen Kohortenanteils auftreten. Auf der einen Seite können dies arbeitsmarktbedingte Einstiege in Berufe sein, die einen erhöhten (ungedeckten) Fachkräftebedarf aufweisen. Auf der anderen Seite können unbeobachtbare individuelle Fähigkeiten, die nicht im Bildungsabschluß gemessen werden können, als Argument genannt werden. In der zweiten Kohorte fällt auf, dass es in der neuen Definition erwartungsgemäß zu einer relativ geringeren Besetzung kommt. Durch Verkürzungen der Arbeitszeiten oder dem Ausstieg aus dem Beruf aufgrund eines Kinderwunsches, sinken die Wiedereinstiegschancen in den erlernten Beruf und somit sinkt der Kohortenanteil. Jedoch fällt die Abnahme nicht so stark aus verglichen mit den Unterschieden in der jüngsten Altersgruppe.

Des weiteren ist festzustellen, dass es in den älteren Kohorten kaum starke Veränderungen gibt. In der dritten Alterskohorte fällt augenscheinlich auf, dass die Verteilungen dichter werden, jedoch die Änderung in der Standardabweichung marginal ist. Die vierte Gruppe zeigt den relativen Altersunterschied zwischen Ost und Westdeutschland auf. Durch

Abbildung 8: Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 2

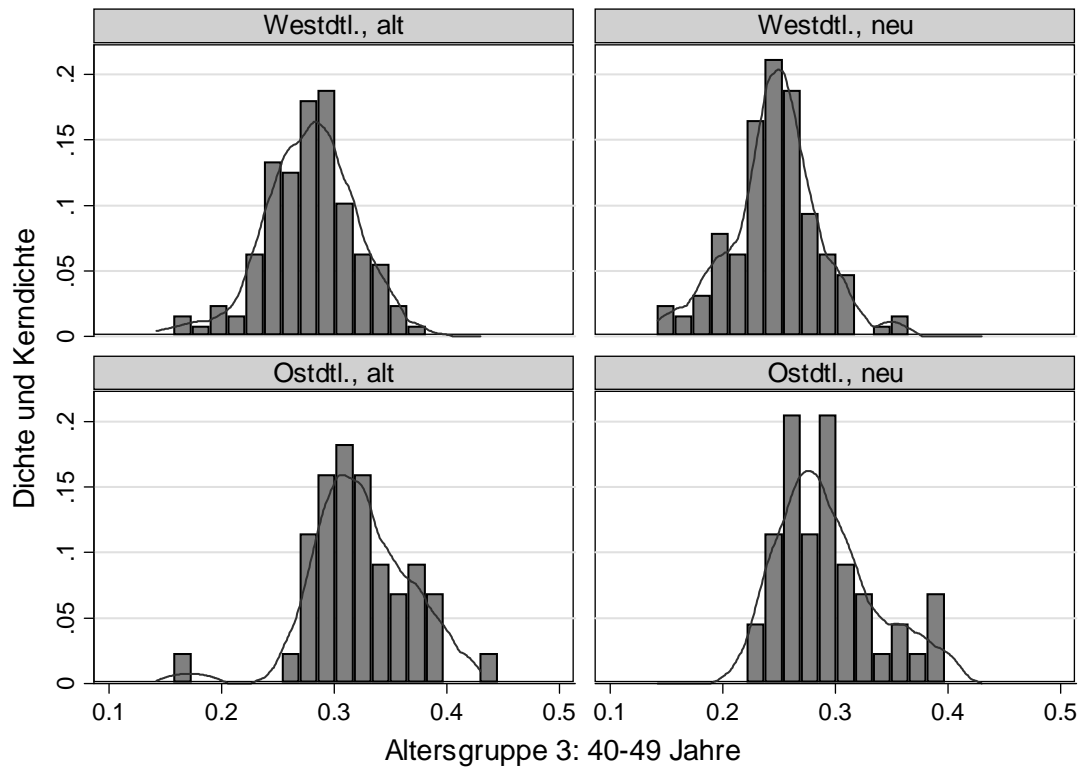


Migration von Ostdeutschen nach Westdeutschland jüngerer Kohorten steigert den relativen Anteil der Alten im Osten an. Die formale Qualifikation in Westdeutschland weist einen schlankeren Verlauf im Vergleich zur neuen Definition aus. Dies zeigt auf, dass durch Erfahrungen oder zusätzliche Qualifikation die Möglichkeit besteht, in hochschulabschlußtypischen Berufen als Nichtakademiker zu arbeiten. Zusätzlich kann auch hier wieder mit der Arbeitsmarktsituation argumentiert werden.

Ein deskriptiver Überblick über weitere Variablen wie die Produktivität pro Erwerbstätigen oder den Kapitalstock wird in Tabelle 13 gegeben. Neben dem logarithmierten Anteil des Humankapitals wird auch der tatsächliche Anteilswert angegeben. Dabei ist festzustellen, dass die Spanne bei neuer Definition geringer und der Mittelwert etwas höher ist verglichen mit der alten Definition.

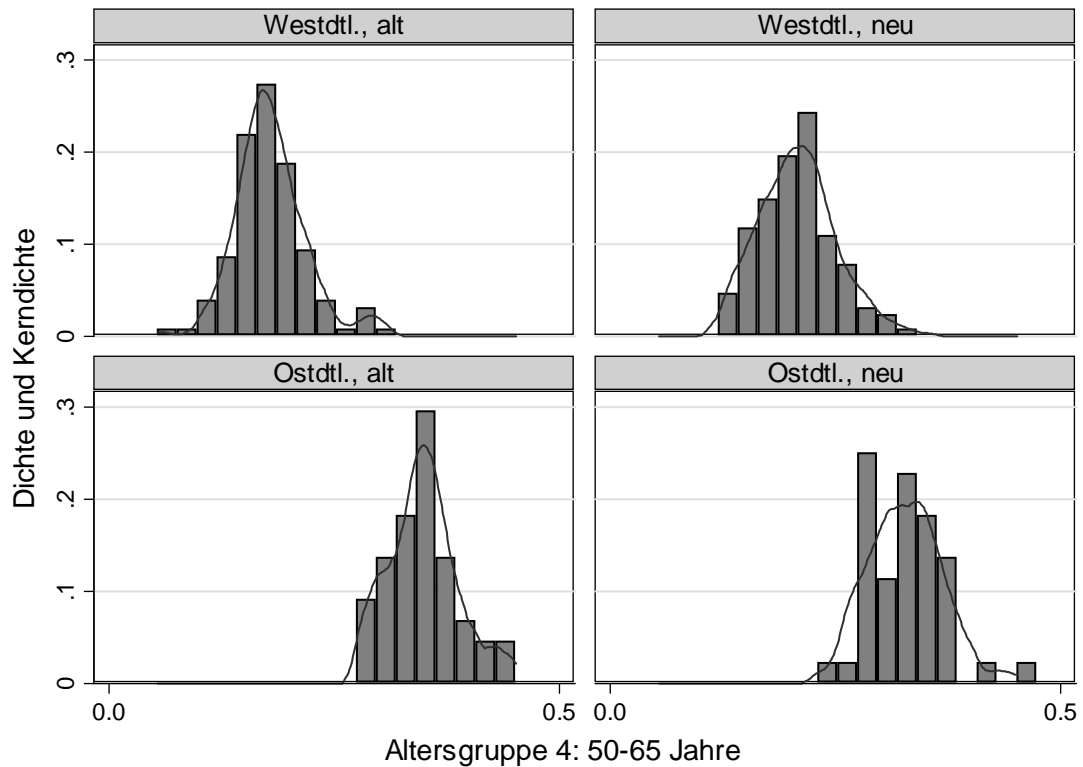
Dieser Unterschied kann folgendermaßen interpretiert werden: Regionen, in denen kaum

Abbildung 9: Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 3



Hochschulabsolventen beschäftigt beziehungsweise vorhanden sind, erfolgt eine Einstellung von Nichtakademikern in Akademikerberufe. Ein Grund dafür könnte sein, dass die Arbeitsplätze besetzt werden müssen, jedoch kein tatsächlich Qualifizierter zur Verfügung steht und somit eine „second-best“-Besetzung erfolgt. Natürlich steht neben diesem Arbeitsmarktargument der relativen Knappheit auch das Argument der unbeobachteten Fähigkeiten gegenüber. Der Anstieg um ca. 0.5 % des Mittelwertes lässt vermuten, dass insgesamt Aufstiegschancen im Arbeitsmarkt bestehen. Das Absinken um über 1 % des Maximums zeigt, dass allerdings nicht jeder Hochschulabsolvent in einem hochschulspezifischen Job arbeitet. Um einen vertiefenden Überblick zwischen Ost- und Westdeutschland zu gewinnen, wird in der Abbildung 11 die Verteilung des Humankapitalanteils dargestellt. Dabei fällt auf, dass ein Aufstieg als Nichtakademiker in Westdeutschland eher gegeben ist als in Ostdeutschland. Speziell im Osten kommt es jedoch zu einer Verdichtung des Anteils um die 10%-Marke. Regionen, die einen relativ hohen Anteil an Hochqualifizierten nach

Abbildung 10: Verteilung der regionalen Anteile der Altersgruppe 4



formaler Bildung haben, weisen teilweise einen geringeren Anteil bei job-basierter Abgrenzung auf. Wie bereits erwähnt, ist ein Argument dafür der Qualifikationsverlust durch die Wiedervereinigung. Diese These kann durch die Abbildungen 9 sowie 10 gestützt werden, da für die älteren Generationen tendenziell eine Abwertung erfolgt.

Das Maß der Diversifikation ist über die Beschäftigten des verarbeitenden Gewerbes definiert. Beispielsweise Henderson et al. (1995) oder Henderson (2003) finden Evidenz, dass insbesondere dieser Sektor positive Wachstumsimpulse ausübt und somit produktivitätssteigernd sein kann. Des weiteren stellt Henderson (2003) fest, dass der Index, wenn man ihn über die Beschäftigtenstruktur definiert, Urbanisierungseffekte auf dem Arbeitsmarkt repräsentiert. Definiert man den Index hingegen über die Zahl der Betriebsstätten oder Firmen, werden eher technologische und wissensbasierte Urbanisationseffekte abgefangen. Alecke und Untied (2008) zeigen, dass gerade wissensbasierte Urbanisationseffekte in Deutschland lokal wirken. Da die nach Eckey (2001) abgegrenzten Arbeitsmarktregio-

Tabelle 13: Überblick wesentlicher Modellvariablen

	Mittelwert	Std.Abw.	Minimum	Maximum
$\ln y$	3.9962	0.1706	3.6028	4.6061
$\ln k$	4.1053	0.1999	3.5755	4.9086
DIV	1.3856	0.1735	0.6602	1.6001
h (alt)	0.0850	0.0313	0.0325	0.1923
(neu)	0.0904	0.0260	0.0480	0.1792
$\ln h$ (alt)	-2.5298	0.3581	-3.4252	-1.6487
(neu)	-2.4430	0.2807	-3.0374	-1.7191

N=172

nen relativ groß und anhand von Pendlerverflechtungen abgegrenzt sind, ist davon auszugehen, dass die wissensbasierten Effekte vorwiegend innerhalb der Region stattfinden. Diese Humankapitaleffekte sollen gerade in h gemessen werden. Aus diesem Grund wird die Definition des Diversifikationsindizes über die Beschäftigten gegenüber Firmenzahlen bevorzugt.

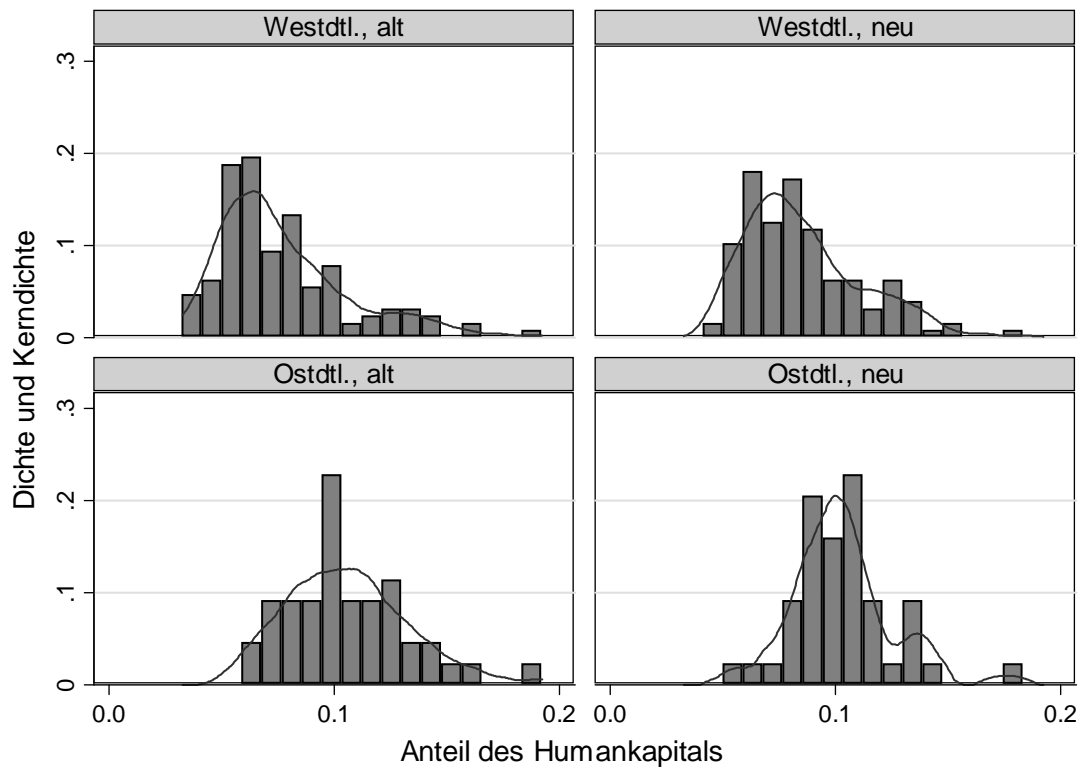
In Abbildung 12 werden die Regionen hervorgehoben, in denen eine relativ starke Konzentration einer Industrie vorliegt. Eine Industrie gilt als konzentriert, wenn der regionale Anteil größer ist als der durchschnittliche Anteil zuzüglich zwei mal der Standardabweichung. Die relativ strenge Abgrenzung ist notwendig, da die Industrieklassifikation sehr grob vorliegt. Eine weniger restriktive Trennlinie bedingt, dass relativ viele Regionen eine konzentrierte Industrie aufweisen und das Maß $Dloc$ insignifikant wird.

Die wesentlichen Variablen wurden deskriptiv vorgestellt. Um den gemeinsamen Einfluss der Variablen auf die Produktivität zu untersuchen, sollen im nächsten Abschnitt die Regressionsergebnisse dargestellt und diskutiert werden.

4.1.5 Regressionsergebnisse

Die in Anlehnung an Lucas (1988, 2001) vorgestellte Produktionsfunktion in den vorangegangenen Abschnitten soll nun unter Verwendung der Regressionstechnik überprüft werden. Dabei wird auch auf Techniken der räumlichen Autokorrelation zurückgegriffen. Die dafür verwendete Gewichtsmatrix W ist zeilenstandardisiert und basiert auf der Distanz zwischen den jeweiligen Regionen. Eine Beschreibung der Erstellung von W ist in Brunow und Hirte (2006) gegeben. Der Parameter der Abdiskontierung ist auf 0.5 gesetzt,

Abbildung 11: Verteilung des Humankapitals getrennt nach Ost und West für die alte und neue Definition

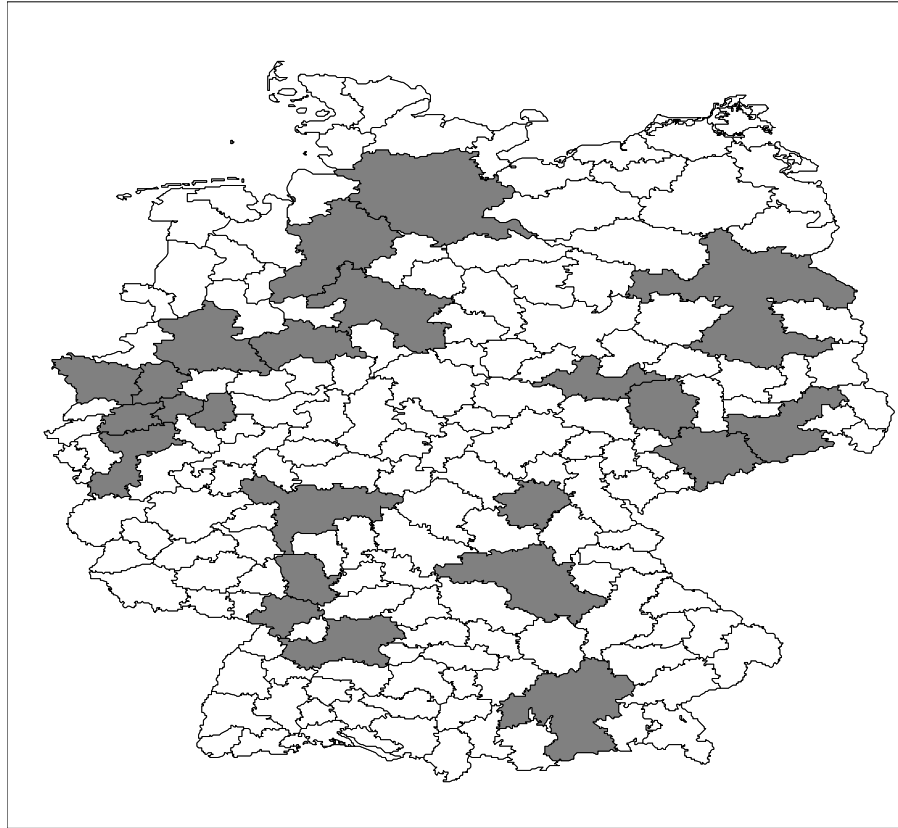


woraus eine Halbwertsdistanz von 72.8 km resultiert. Die durchschnittliche Distanz zwischen benachbarten Regionen beträgt 52.5 km. Im folgenden Unterabsatz sollen zunächst die Modelle ohne Berücksichtigung der Altersstruktur vorgestellt und diskutiert werden. Anschließend wird die Altersstruktur explizit berücksichtigt.

In Tabelle 14 werden die räumlichen Tests aufgezeigt. Moran's I indiziert die generelle Gegenwart räumlicher Prozesse. Zur Modellauswahl wird die vorgeschlagene Prozedure von Florax et al. (2003) verwendet, die auf Lagrange-Multiplikatoren-Test beruht. Grundlage bilden dabei die OLS-Residuen der verschiedenen Modelle⁶⁹. Die LM-Tests im Hinblick auf eine spatial error als auch auf eine spatial lag Modellierung weisen einen räumlichen Zusammenhang nach. Die robusten Tests enthüllen, dass die spatial error Formulierung der räumlichen Lag-Struktur vorzuziehen ist. Die spatial error Spezifikation geht als Spe-

⁶⁹Vgl. Anselin und Florax (1995).

Abbildung 12: Ansiedlung und Konzentration von Industrien innerhalb Deutschlands



zialfall aus dem spatial Durbin Ansatz hervor⁷⁰, wenn gemeinsame Faktoren vorliegen. Mit dem Common-Faktor-Test lässt sich überprüfen, ob das spatial-Error-Modell genügt oder die komplexere Struktur des Durbin-Ansatzes verwendet werden soll. Die Hypothese der gemeinsamen Faktoren wird verworfen. Somit sollte das Durbin-Modell vorgezogen werden. Im Durbin-Modell ist der Koeffizient der räumlichen Autokorrelation λ insignifikant. Das bedeutet, dass die räumlichen Lags der exogenen Variablen des Durbin-Ansatzes vollständig die räumliche Korrelation erklären. Unterschiede zwischen den nicht räumlich gewichteten Variablen bestehen allerdings kaum.

Neben den Modelltests der Findung der geeignetsten Modellspezifikation zeigt auch das Akaike-Informationskriterium, dass das räumliche Durbin-Modell am geeignetsten ist.

⁷⁰Vgl. Anselin (2003).

Tabelle 14: Räumliche Tests des Lucas-Modells

	M1 alt	M1 neu	MA1 alt	MA1 neu
Moran's I	6.335***	5.637***	5.135***	5.721***
Spatial error				
LM-Test	19.005***	14.791***	10.993***	14.645***
robuster LM-Test	15.097***	11.013***	7.505***	11.084***
Spatial lag				
LM-Test	4.008**	4.092**	4.063**	3.825**
robuster LM-Test	0.1	0.314	0.574	0.264
Freiheitsgrade df=1, * p<0.10; ** p<0.05; *** p<0.01				

Das Lucas-Modell ohne Altersstruktur: Die Regressionsergebnisse ohne Berücksichtigung der Altersstruktur sind in Tabelle 15 präsentiert. Ein F-Test bestätigt, dass die geschätzten Parameter gemeinsam von Null verschieden sind und somit das Modell hinreichend die Produktivität pro Erwerbstätigen erklärt.

Unabhängig von der Modellspezifikation sind die wesentlichen Effekte und geschätzten Parameter recht robust. Die geschätzte Kapitalelastizität liegt in einer Spanne von 0.3171 bis 0.337 und kann somit die Resultate der bestehenden empirische Literatur stützen.

10 Jahre nach der Wiedervereinigung bestehen immer noch signifikante Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland. Der Schätzer des Ost-Dummy zeigt auf, dass die totale Faktorproduktivität im Osten etwa 78% des Westniveaus erreicht⁷¹. Die Spanne liegt dabei zwischen 76-80.5%, je nach Modellspezifikation und stützt die Erkenntnisse in der Literatur.

⁷¹Der Effekte berechnet sich aus $\exp(-0.253)$ für das spatial Durbin Modell bei alter Definition.

Tabelle 15: Basismodell - Regressionsergebnisse der Lucas-Produktionsfunktion

	OLS			ML - spatial error			ML - spatial lag			ML - spatial Durbin		
	M1 alt	M1 neu	M2 alt	M2 neu	M3 alt	M3 neu	M4 alt	M4 neu	M4 alt	M4 neu	M4 alt	M4 neu
$\ln y$												
$\ln k$	0.334*** (0.035)	0.335*** (0.036)	0.317*** (0.033)	0.321*** (0.034)	0.334*** (0.034)	0.335*** (0.035)	0.337*** (0.031)	0.332*** (0.031)				
$\ln h$	0.096*** (0.0249)	0.117*** (0.031)	0.095*** (0.024)	0.112*** (0.029)	0.095*** (0.024)	0.117*** (0.030)	0.095*** (0.02)	0.111*** (0.023)				
Ost	-0.080*** (0.017)	-0.260*** (0.016)	-0.267*** (0.023)	-0.254*** (0.022)	-0.228*** (0.027)	-0.217*** (0.027)	-0.253*** (0.028)	-0.237*** (0.028)				
DIV	0.036 (0.032)	0.015 (0.034)	0.044 (0.032)	0.027 (0.034)	0.033 (0.031)	0.013 (0.033)	0.035 (0.034)	0.019 (0.035)				
$Dloc$	0.049** (0.024)	0.055** (0.024)	0.062*** (0.024)	0.069*** (0.024)	0.055** (0.024)	0.061** (0.024)	0.060*** (0.019)	0.064*** (0.018)				
Konstante	2.880*** (0.148)	2.947*** (0.161)	2.934*** (0.146)	2.970*** (0.158)	1.888*** (0.550)	1.954*** (0.539)	1.196 (1.018)	1.756*** (0.164)				
$W \ln k$												
$W DIV$												
$W Dloc$												
λ / ρ												
AIC	-391.04	-392.15	-397.06	-396.62	-390.76	-391.91	-402.4	-402.3				
ll	201.52	202.07	206.53	206.31	203.38	203.96	214.2	214.2				

N=172, robuste Standardfehler in (), *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01, Es sind ausschließlich signifikante Ergebnisse des spatial Durbin Modells aufgenommen.

Das Maß der Diversifikation der Beschäftigten über die Sektoren *DIV* ist in allen Modellen insignifikant. In der Literatur zeichnet sich eine gemischte Evidenz von solchen Urbanisationseffekten ab⁷². Ein Grund für die Insignifikanz kann die hohe Aggregationsebene der Sektoren sein. Allerdings ist in diesem Urbanisationsmaß der Effekt des Humankapitals durchaus mit enthalten. Dieser wird jedoch im speziellen im Anteil *h* berücksichtigt. Insofern könnte hier ein weiterer Grund für die Insignifikanz liegen.

Die zweite Variable, die Unterschiede in der Faktorproduktivität messen soll, insbesondere Lokalisationseffekte, ist *Dloc*. Sie ist stets signifikant und die geschätzten Parameterwerte sind relativ robust. In Regionen, in denen eine Branche relativ stark vertreten ist, steigt die Produktivität um über 3.5%⁷³. Dies weist Lokalisationseffekte bzw. Gewinne der regionalen Spezialisierung nach. Der Parameter des räumlichen Lags, *W Dloc* ist ebenfalls hoch signifikant und negativ, was als ein Indiz für die lokale Begrenzung der Externalität auf die einzelne Region angesehen werden kann. Positive Lokalisationseffekte werden durchaus in der Literatur beobachtet⁷⁴.

Die Koeffizienten λ und ρ sind signifikant in der spatial error bzw. spatial lag Spezifikation. Die Tests auf räumliche Strukturen ergaben, dass das Error-Modell geeigneter erscheint. Dies drückt sich auch in der höheren Signifikanz des Parameters ρ aus. Verglichen mit den OLS-Schätzungen fallen die geschätzten Koeffizienten für die Lokalisationseffekte stärker aus, wenn man die räumliche Struktur in der Schätzung berücksichtigt.

Der durchschnittliche Anteil des Humankapitals *h*, erhöht die Produktivität und bedingt Humankapitaleffekte. Die Elastizität liegt im Bereich zwischen 0.095 und 0.117, je nach Modell und Definition. Auffällig ist, dass der Effekt für die neue Definition höher ausfällt. Somit zeigt dies, dass die arbeitsplatz-basierte Abgrenzung insbesondere unbeobachtete Fähigkeiten berücksichtigt. Folglich reagiert die Produktivität sensibler auf Änderungen im verfügbaren durchschnittlichen Humankapitalbestand nach der neuen Definition. Die Resultate der Humankapitalelastizitäten passen zu den Resultaten Eckey et al. (2007) für Deutschland. Allerdings sind die Schätzergebnisse im unteren Bereich der Literatur zu Humankapitaleffekten angesiedelt. Die bestehende Literatur findet Elastizitäten bis ca. 0.3.

⁷²Vgl. die Diskussionen in van Oort (2007) oder Combes et al. (2004).

⁷³Für das spatial Durbin Modell nach alter Definition ermittelt sich der Wert aus $\exp(0.035) = 1.0356$.

⁷⁴Vgl. Henderson (2003).

Teilweise berücksichtigen die Studien nicht Agglomerationseffekte, die im Zusammenhang mit Humankapital stehen können. Aus diesem Grund sind ggf. die Ergebnisse über Humankapitalelastizitäten überschätzt. Ist beispielsweise der verfügbare regionale Bestand an Humankapital bedeutend für das Existieren einer Konzentration, wird dieser Effekt hier durch die Variable *Dloc* erklärt und ist somit nicht mehr vollständig in *h* enthalten. Kontrolliert man in der Regression in diesem Fall nicht nach den Konzentrationsmaßen, wird der Effekt in *h* enthalten sein.

Das Modell von Lucas (1988) sieht *h* als Externalität an. Um diese Frage beantworten zu können, ist sicherzustellen, dass konstante Skalenerträge beim Einsatz von Kapital und Arbeit vorliegen. Eine restringierte OLS-Schätzung zeigt, dass dies erfüllt ist. Ein F-Test und ein likelihood-ratio-Test bekräftigen diese Aussage. Dieses Ergebnis zeigt somit, dass die geschätzte Elastizität des durchschnittlichen Humankapitalanteils eine Externalität generiert.

Das Lucas-Modell mit Altersstruktur: Der vorangegangene Abschnitt zeigt generell, dass das verfügbare Humankapital produktivitätssteigernd wirkt und steigende Skalenerträge hervorruft. In diesem Teil soll die Altersstruktur des Humankapitals implementiert werden, um mögliche Abhängigkeiten aufzuzeigen. Die Schätzergebnisse sind in Tabelle 16 enthalten. Auch hier zeigen die Tests, dass die räumlichen Modelle der einfachen OLS-Schätzung vorzuziehen sind (vgl. Tabelle 14). Der Test auf gemeinsame Faktoren der räumlichen Lag-Variablen verwirft die Hypothese eines gemeinsamen Parameters⁷⁵, sodass schließlich das spatial Durbin-Modell dem spatial error Modell vorzuziehen ist. Die meisten Variablen der räumlichen Lags sind allerdings insignifikant, sodass in Tabelle 16 wieder nur die signifikanten Parameter der Durbin-Spezifikation angegeben sind.

⁷⁵Die Werte des Testes betragen 21.4 bzw. 19.6 für die alte bzw. neue Definition der Messung des Humankapitals und sind hoch signifikant.

Tabelle 16: Modelle mit Altersstruktur - Regressionsergebnisse

	OLS			ML - spatial error		ML - spatial lag		ML - spatial Durbin	
	MA1 alt	MA1 neu	MA2 alt	MA2 neu	MA3 alt	MA 3 neu	MA4 alt	MA4 neu	
$\ln y$									
$\ln k$	0.328*** (0.036)	0.335*** (0.037)	0.317*** (0.033)	0.323*** (0.033)	0.327*** (0.035)	0.334*** (0.035)	0.319*** (0.031)	0.346*** (0.031)	
$\ln h$	0.124** (0.058)	0.189*** (0.051)	0.112** (0.053)	0.198*** (0.051)	0.129** (0.056)	0.191*** (0.051)	0.119** (0.057)	0.182*** (0.048)	
Ost	-0.270*** (0.029)	-0.256*** (0.027)	-0.265*** (0.032)	-0.258*** (0.030)	-0.235*** (0.034)	-0.219*** (0.033)	-0.252*** (0.034)	-0.234*** (0.033)	
DIV	0.039 (0.033)	0.024 (0.035)	0.046 (0.033)	0.037 (0.034)	0.037 (0.031)	0.023 (0.033)	0.035 (0.033)	0.021 (0.035)	
$Dloc$	0.049** (0.023)	0.054** (0.023)	0.062*** (0.024)	0.066*** (0.023)	0.055** (0.023)	0.059*** (0.023)	0.066*** (0.019)	0.067*** (0.019)	
$m_{30-39} * \ln h$	-0.065 (0.066)	-0.142** (0.065)	-0.036 (0.062)	-0.139** (0.063)	-0.064 (0.064)	-0.136** (0.066)	-0.045 (0.071)	-0.108* (0.063)	
$m_{40-49} * \ln h$	0.028 (0.072)	-0.044 (0.058)	0.006 (0.068)	-0.084 (0.055)	0.019 (0.071)	-0.050 (0.058)	-0.007 (0.042)	-0.065 (0.063)	
$m_{50-65} * \ln h$	-0.055 (0.075)	-0.071 (0.062)	-0.026 (0.072)	-0.079 (0.060)	-0.07 (0.070)	-0.080 (0.059)	-0.033 (0.074)	-0.052 (0.066)	
Konstante	2.900*** (0.151)	2.927*** (0.163)	2.932*** (0.148)	2.950*** (0.155)	1.915*** (0.564)	1.972*** (0.559)	3.877** (1.590)	2.207* (0.382)	
$W \ln k$							0.506* (0.307)	0.789** (0.325)	
$W \ln h$								-0.584* (0.316)	
$W m_{40-49} \ln h$							1.171** (0.56)	1.171** (0.56)	
$W DIV$							-0.542** (0.270)	-0.542** (0.270)	
$W Dloc$							-0.313* (0.189)	-0.313* (0.189)	
λ / ρ			0.652*** (0.209)	0.675*** (0.194)	0.246* (0.131)	0.239* (0.128)	-0.552 (0.411)	-0.393 (0.382)	
AIC	-388.21	-390.62	-391.72	-395.48	-387.90	-390.19	-397.1	-399.1	
ll	203.11	204.31	206.86	208.74	204.95	206.09	217.5	218.6	

N=172, robuste Standardfehler in (). *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01, Es sind ausschließlich signifikante Ergebnisse des spatial Durbin Modells aufgenommen.

Im Vergleich zum Modell ohne Altersstruktur ist festzustellen, dass kaum Unterschiede in den Parametern festzustellen sind. Die geschätzten Parameter für die Kapitalintensität, die Urbanisations- und Lokalisationseffekte sowie der Ost-Dummy veränderten sich nur geringfügig. Somit liegt ein recht robustes Ergebnis vor. Der geschätzte Wert für h bezieht sich nun auf die jüngste Altersgruppe. Die Interaktionsterme $m_i \ln h$ stellen die Abweichung der i -ten Gruppe relativ zur ersten Kohorte dar. Die geschätzten Parameter der zweiten Kohorte der 30-39-jährigen sind signifikant negativ für die job-basierte Humankapitaldefinition. Für die alte Definition sind hingegen alle Abweichungen insignifikant. Es können keine Unterschiede am Effekt der Produktivitätssteigerung zwischen den Kohorten bei der abschlussorientierten Definition festgestellt werden. Es resultiert, dass die Definition und die Messung des Humankapitals von genereller Bedeutung ist, um Humankapitalexternalitäten zu identifizieren⁷⁶. Auffällig ist, dass sich bei der alten, abschlussorientierten Abgrenzung die Parameter im Vergleich zum Modell ohne Altersstruktur kaum verändern. Die job-orientierte Abgrenzung hingegen zeigt, dass der Effekt von h der jungen und älteren Kohorten bedeutend höher ausfällt gegenüber dem Referenzmodell ohne Alterseffekte. In der jungen Kohorte (<30 Jahre) steigt der Effekt durch Humankapital auf 0.182 gegenüber dem Durchschnitt von 0.111 im Modell ohne Altersstruktur. Da die Kohorten 3 und 4 insignifikante Abweichungen aufweisen, erklärt sich die Abweichung zum Referenzmodell ohne Altersstruktur durch die zweite Kohorte. Soweit leitet sich folgende Struktur des Altersprofils ab: Die zweite Kohorte unterscheidet sich signifikant negativ von der ersten während die dritte und vierte Gruppe keine Veränderung gegenüber der ersten Kohorte in der Externalität erzeugen. Dies kann durch „learning-by-doing“, „on-the-job-training“ aber auch durch generelles Erfahrungswissen erklärt werden.

Betrachtet man weiterhin die job-basierte Definition, lässt sich für die älteste Kohorte eine Besonderheit feststellen. Zunächst ist aus theoretischen Überlegungen zu erwarten, dass sie nicht produktivitätsfördernd wirkt. Während die jungen Kohorten das neuste Wissen aufweisen, profitieren die mittleren Kohorten durch Erfahrungswissen. Das Humankapital der ältesten Kohorte kann durchaus veraltet sein. Auch das Aufnehmen neuen Wissens erscheint schwieriger. In der Studie stellt sich allerdings ein insignifikanter Effekt gegen-

⁷⁶In der Wachstumstheorie wird auch diskutiert, welche Variable am geeignetsten ist, Humankapitaleffekte zu identifizieren. Siehe dazu beispielsweise die Diskussion in Gemmel (1996).

über der ersten Kohorte heraus. Das bedeutet, dass diejenigen Personen, die in der neuen Definition als Humankapital identifiziert werden, weiterhin hinreichend viel Erfahrungswissen aufweisen. Offenbar findet hier ein Selektionsmechanismus in der Kohorte der „Alten“ statt. Jene, die nicht mehr über genügend Humankapital verfügen, scheiden aus der job-basierten Definition des Humankapitals aus. Diejenigen, die weiterhin enthalten sind beziehungsweise aufsteigen, generieren die Externalität im gleichen Maße wie die Jungen. Das signifikante Abfallen in der zweiten Kohorte der 30-39 jährigen ist zunächst überraschend. In dieser Alterskohorte spielt jedoch die Betreuung und Erziehung eigener Kinder eine bedeutende Rolle, was ggf. das Absinken begründen könnte⁷⁷. In den darauffolgenden Jahren steigt allerdings wieder die Produktivität auf das Niveau der Jüngsten an. Zwar sind die Abweichungen zur Jüngsten Kohorte insignifikant, jedoch negativ, was darauf hin deutet, dass die jüngste Alterskohorte die produktivste ist.

Die Resultate implizieren, dass die Alterung der Bevölkerung die regionale Produktivität beeinflussen. Betrachtet man die Alterung des abschlussbasierten Humankapitals, so kann man keine Alterseffekte feststellen. Berücksichtigt man jedoch die unbeobachtbaren Fähigkeiten der job-basierten Definition, so stellt sich heraus, dass Unterschiede in der Altersstruktur die regionale Produktivität ändern. Somit kommt es auf die Verfügbarkeit geeigneten Humankapitals an und nicht auf die generelle Verfügbarkeit von Hochschulabsolventen.

Robustheit: Die Schätzergebnisse sind zwischen den verschiedenen Schätzverfahren relativ ähnlich. Allerdings wurde das Problem einer möglichen Endogenität des Humankapitals vernachlässigt. Gerade die Gruppe der Hochschulabsolventen ist mobiler und migrationsfreudiger verglichen zu Nichtakademikern. Dies kann in den IABS-Daten nachgewiesen werden. Zwar wird durch die Berechnung des Anteils h das Problem abgeschwächt, allerdings nicht gänzlich beseitigt. Dabei stellt das tägliche Pendeln durch die Abgrenzung der Regionen nach Eckey (2001) kein Problem dar, da ein Großteil der Pendlerströme innerhalb der Regionen und nicht über regionale Grenzen hinweg stattfindet. Folglich beschränkt sich die Mobilität auf den Regionenwechsel. Die Mobilitätsraten der älteren

⁷⁷Vgl. Becker (1993) oder Achatz et al. (2004).

Generationen ab 40 Jahre fallen gering aus⁷⁸, sodass die kritischen Gruppen die jüngeren Kohorten darstellen. Ein Weg der Bereinigung der Endogenität ist das Verwenden zeitverzögerter Werte der unter Verdacht stehenden Variablen. Eine Instrumentierung mit den Anteilen von zurückliegenden Jahren ist allerdings kritisch. Zunächst liegen die Daten erst ab 1995 für Gesamtdeutschland vor. Das Verwenden zeitverzögerter Altersanteile hat aber zur Folge, dass der Anteil gegenwärtig älterer Kohorten als Instrument für derzeit jüngere Kohorten dient und somit das potentielle Instrument mit einer anderen erklärenden Variablen stark korreliert. Damit ist es als Instrument nicht verwendbar.

Die Migrationsentscheidung wird determiniert durch die vergangene Entwicklung der zurückliegenden Produktivitäts- und Lohnentwicklung, aber auch anhand zukünftiger Erwartungen. Verschiedene, weitere Push- und Pull-Faktoren werden in der Literatur diskutiert⁷⁹. Die gegenwärtige Studie ist eine Querschnittsuntersuchung. Somit beinhaltet sie ausschließlich Migration der vergangenen Jahre, kann aber keine Dynamik berücksichtigen. Das bedeutet, dass der verwendete Anteil des Humankapitals und der Anteil der Alterskohorten bereits in der Vergangenheit gebildet wurde und daher „exogen“ ist. Der Wu-Hausman-Test sowie der Durbin-Wu-Hausman-Test unterstützen die Exogenität der Humankapitalvariablen in der Schätzung. Beide Tests sind insignifikant, womit die Hypothese der Exogenität des Humankapitalanteils nicht verworfen werden kann. Zur Fundierung der Exogenität wurde die Schätzung ohne die ersten beiden Kohorten m_{20-29} und m_{30-39} durchgeführt. Dabei änderten sich die Resultate nicht, wenn nur $m_{30-39} \ln h$ aus der Schätzung herausgenommen wurde. Das Auslassen von $m_{20-29} \ln h$ hingegen hat Veränderungen in den Parametern derart zur Folge, dass die Humankapitaleffekte nun den älteren Kohorten zugeschrieben werden, sodass keine Änderung in der Qualität und Robustheit der Ergebnisse eintritt.

Das Auslassen der jüngeren Kohorten ist gleichzeitig ein Test auf die Gegenwart von Multikollinearität, wie es im vorangegangenen Kapitel beschrieben wurde.

Regionale Heterogenität wird soweit durch den Ost-Dummy, die Diversifikation *DIV* so-

⁷⁸Chies (1994) diskontiert die zukünftigen Mehreinnahmen durch eine potentielle Migration auf die Gegenwart ab und stellt sie den Migrationskosten gegenüber. Da die zusätzlichen abdiskontierten Gewinne für Ältere geringer ausfallen und die Kosten nicht übersteigen, wird die Wahrscheinlichkeit des Umzugs gering.

⁷⁹Vgl. Siebert (1993), Hebler (2002).

wie Lokalisation *Dloc* und räumliche Autokorrelation erklärt. Zusätzlich wurden Regionen in Agglomerationsräume, urbanisierte Räume sowie ländlicher Raum eingeteilt. Diese Dummy-Variablen erzielten keine Verbesserung oder Verschlechterung des Modells.

Die Urbanisations- und Lokalisationsmaße definieren sich über die Beschäftigtenstruktur. Als Kontrolle fand auch die Definition über die Zahl der Firmen statt. Damit änderten sich *DIV* und *Dloc* in der Definition. Es stellt sich heraus, dass dann das Maß der Diversifikation *DIV* einen signifikant negativen Einfluss auf die Produktivität ausübt⁸⁰. Das bedeutet, dass eine Gleichverteilung der Firmen über alle Sektoren hinweg eher produktivitätsreduzierend wirkt. Bei dem Lokalisationsmaß *Dloc* bestätigt sich der signifikant positive Parameter. In Regionen, in denen Firmen innerhalb einer Industrie stark vertreten sind, kommt es zu Produktivitätssteigerungen.

Die Literatur zu Firmenproduktivitäten hebt die Bedeutung der Firmengröße N_{size} in den Vordergrund. Das Aufnehmen der Firmengröße (und des quadrierten Wertes) führt zu insignifikanten Ergebnissen. Schließlich wurde noch die Infrastrukturfläche pro Kopf als Erklärungsvariable aufgenommen. Auch hier folgte ein insignifikantes Ergebnis.

Der Ost-Dummy ist in allen Regressionen negativ und hoch signifikant. Um tiefere Einblicke in Unterschiede zwischen Ost- und Westdeutschland zu gewinnen, wurden alle Variablen mit dem Ost-Dummy interagiert. Ein Chow-Test indiziert dabei, dass kein Strukturbruch vorliegt. Die Unterschiede können durch den Dummy *Ost* erklärt werden, allerdings sind einzelne Interaktionseffekte signifikant. In Tabelle 17 werden die Ergebnisse mit den Interaktionstermen präsentiert.

Die jüngste Kohorte im Osten ist verglichen mit dem Westen signifikant weniger produktiv. Das gleiche Ergebnis stellt sich für die älteste Kohorte ein. Folglich kann ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Produktivitätsprofils im Hinblick auf die Altersstruktur für Ostdeutschland geschlußfolgert werden. Des weiteren zeigt die Trennung der Altersgruppen nach Ost und West, dass auch die älteren Kohorten im Westen verglichen mit den jungen weniger produktiv sind.

⁸⁰Es ist anzumerken, dass ausschließlich 16 Branchen bei der Messung der Diversifikation unter Berücksichtigung der Firmenzahlen zur Verfügung stehen und nicht klar ist, was genau in *DIV* gemessen wird.

Tabelle 17: Robustheitskontrolle: Interaktionsterme mit dem Ost-Dummy

$\ln y$	Test 1	Test 2	Test 3	Test 4	Test 5	Test 6
Konstante	2.950*** (0.155)	2.830*** (0.204)	2.810*** (0.239)	3.005*** (0.194)	3.118*** (0.187)	2.989*** (0.179)
$\ln k$	0.323*** (0.033)	0.356*** (0.047)	0.355*** (0.048)	0.321*** (0.033)	0.315*** (0.033)	0.322*** (0.033)
$\ln h$	0.198*** (0.051)	0.233*** (0.053)	0.239*** (0.052)	0.251*** (0.053)	0.252*** (0.0533)	0.250*** (0.052)
$m_{30-39} \ln h$	-0.139** (0.063)	-0.168** (0.070)	-0.173** (0.071)	-0.175** (0.067)	-0.178** (0.071)	-0.175** (0.070)
$m_{40-49} \ln h$	-0.084 (0.055)	-0.122* (0.064)	-0.127** (0.060)	-0.125** (0.062)	-0.123** (0.063)	-0.125** (0.062)
$m_{50-65} \ln h$	-0.079 (0.060)	-0.093 (0.058)	-0.101* (0.057)	-0.113* (0.058)	-0.106* (0.059)	-0.113* (0.058)
DIV	0.037 (0.034)	0.047 (0.038)	0.050 (0.038)	0.034 (0.035)	0.033 (0.035)	0.035 (0.035)
$Dloc$	0.066*** (0.023)	0.071*** (0.024)	0.069*** (0.025)	0.057** (0.023)	0.059** (0.023)	0.057** (0.023)
Ost	-0.258*** (0.030)	0.162 (0.312)	0.538 (0.391)	-0.073 (0.312)	-0.541*** (0.149)	
$\ln k \times Ost$		-0.113* (0.059)	-0.103* (0.060)			
$\ln h \times Ost$		-0.396*** (0.123)	-0.354*** (0.116)	-0.291** (0.121)	-0.346*** (0.120)	-0.277** (0.109)
$m_{30-39} \ln h \times Ost$		0.366** (0.161)	0.349** (0.167)	0.198 (0.170)	0.230 (0.161)	0.194 (0.168)
$m_{40-49} \ln h \times Ost$		0.321*** (0.122)	0.354*** (0.123)	0.288** (0.128)	0.283** (0.121)	0.286** (0.132)
$m_{50-65} \ln h \times Ost$		0.316* (0.164)	0.296* (0.156)	0.227 (0.163)	0.268 (0.164)	0.219 (0.157)
$Div \times Ost$		-0.149 (0.098)	-0.146 (0.101)			
$Dloc \times Ost$		-0.052 (0.042)	-0.052 (0.041)			
N_{size}			0.080 (0.608)	0.048 (0.581)	-0.543 (0.563)	0.110 (0.575)
N_{size}^2			0.0345 (1.099)	0.116 (1.043)	1.163 (0.939)	0.012 (1.037)
$N_{size} \times Ost$			-2.417 (1.619)	-2.774* (1.658)		-3.119*** (0.753)
$N_{size}^2 \times Ost$			4.248 (2.666)	4.759* (2.723)		5.339*** (1.308)
ρ	0.675*** (0.194)	0.715*** (0.176)	0.721*** (0.181)	0.706*** (0.189)	0.689*** (0.194)	0.706*** (0.189)
AIC	-395.5	-394.5	-390.8	-391.5	-392.7	-393.5
LL	208.7	215.2	217.4	214.8	213.4	214.7

N = 172, robuste Standardfehler in (), *p<0.1; **p<0.05, ***p<0.01

Es handelt sich um spatial error Schätzungen.

Tabelle 18: Robustheit: Direkte Nachbarschaftsmatrix bei neuer Humankapitaldefinition

Gegenüberstellung verschiedener Gewichtsmatrizen							
$\ln y$	OLS		ML spat. error		ML spat lag	ML spat Durbin	
	W_5	W_D	W_5	W_D	W_D	W_5	W_D
Konstante	3.013*** (0.152)		2.970*** (0.154)	2.975*** (0.154)	2.347*** (0.313)	1.756*** (0.164)	2.385*** (0.433)
$\ln k$	0.309*** (0.031)		0.321*** (0.031)	0.319*** (0.031)	0.325*** (0.031)	0.332*** (0.031)	0.327*** (0.030)
Ost	-0.262*** (0.015)		-0.254*** (0.021)	-0.253*** (0.018)	-0.221*** (0.023)	-0.240*** (0.028)	-0.212*** (0.031)
DIV	0.018 (0.035)		0.027 (0.036)	0.026 (0.036)	0.010 (0.035)	0.019 (0.035)	0.026 (0.036)
$Dloc$	0.039** (0.019)		0.069*** (0.019)	0.069*** (0.019)	0.062*** (0.019)	0.064*** (0.018)	0.067*** (0.018)
$\ln h$	0.104*** (0.024)		0.112*** (0.024)	0.111*** (0.024)	0.114*** (0.024)	0.111*** (0.023)	0.115*** (0.023)
$W \ln k$						0.517* (0.265)	
$W DIV$						-0.447*** (0.132)	-0.121* (0.067)
$W Dloc$						-0.495** (0.246)	-0.112*** (0.035)
λ / ρ			0.659*** (0.270)	0.242** (0.106)	0.156** (0.071)	-0.035 (0.33)	0.140 (0.11)
AIC	-390.2	-390.1	-396.6	-392.8	-393.6	-402.3 (-404.3)	-397.3 (-397.7)
ll			206.5	204.4	204.8	214.2	211.6
sp err LM	14.8***	4.9**					
sp rob LM	11.0***	0.69					
sp lag LM	4.1**	6.3**					
sp rob LM	0.3	2.1					
					Common Factor Test		
					p-Wert	15.72***	14.46***
						0.003	0.006

N = 172, robuste Standardfehler in (), *p<0.1; **p<0.05, ***p<0.01

 W_D - direkte Nachbarschaftsmatrix, W_5 - distanzbasierte Gewichtungsmatrix

Schließlich wurde anstelle der distanzorientierten Gewichtsmatrix eine binäre, zeilenstandardisierte Nachbarschaftsmatrix verwendet. Die Ergebnisse sind in den Tabellen 18 sowie 19 enthalten. Es fällt auf, dass der Effekt von $W \ln h$ des räumlichen Durbin-Modells insignifikant wird. Insgesamt bleiben die Resultate jedoch relativ robust trotz der Änderung der Definition der Gewichtsmatrix. Das Ergebnis hinsichtlich der Altersstruktur zeichnet kein neues Bild. Die Gruppe der 30-39 jährigen weist einen signifikant negativen Effekt gegenüber der jüngsten Kohorte auf. Die Abweichungen der älteren Gruppen gegenüber der jüngsten sind negativ allerdings insignifikant.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass die Hauptaussagen robust gegenüber Variationen in der Messung der räumlichen Effekte oder Urbanisations- sowie Lokalisationseffekten sind und das Aufnehmen weiterer Kontrollvariablen keine Effekte aufhebt. Insgesamt kann ein robuster signifikanter negativer Produktivitätseffekt der Gruppe der 30-39 jährigen zugeschrieben werden.

4.1.6 Zusammenfassung

Unter Verwendung einer in Anlehnung an Lucas (1988) vorgeschlagenen Produktionsfunktion konnte anhand einer Querschnittsanalyse die Altersabhängigkeit der Produktivität von Humankapital nachgewiesen werden, obgleich der Effekt recht schwach ist. Wird Humankapital anhand von Fähigkeiten definiert, zeigt sich für Ostdeutschland ein umgekehrt u-förmiger Verlauf der regionalen Altersstruktur auf die Externalität. Regionenunabhängig zeigt sich ein robuster und signifikanter produktivitätssenkender Effekt der Gruppe der 30-39 jährigen. Die gefundenen Resultate der Altersstruktur sind gegenüber aufgenommenen Variablen weniger stark robust: Je nach Modifikation zeigt sich ein negativer Produktivitätseffekt der älteren Kohorten gegenüber der jungen Gruppe in Westdeutschland. Die junge Kohorte der neuen Bundesländer ist signifikant unproduktiver verglichen mit den jungen Westdeutschen.

Um diesen Produktivitätsverringern im Alterungsprozess entgegenzuwirken, sind permanente Weiterbildungen durchaus empfehlenswert. Die Unterscheidung in job-basierte und formale Abgrenzung des Humankapitals zeigt ferner auf, dass es nicht genügt, die Zahl der Hochschulabsolventen zu erhöhen. Es kommt vielmehr auf das Know-How der

Tabelle 19: Robustheit: Verschiedene Nachbarschaftsmatrizen und Altersstruktur

Gegenüberstellung verschiedener Gewichtsmatrizen im Altersmodell						
$\ln y$	OLS		ML spat error		ML spat Durbin	
	W_5	W_D	W_5	W_D	W_5	W_D
Konstante	2.988*** (0.156)		2.950*** (0.155)	2.951*** (0.156)	2.207* (1.293)	2.272*** (0.433)
$\ln k$	0.311*** (0.032)		0.323*** (0.031)	0.322*** (0.032)	0.346*** (0.031)	0.337*** (0.031)
<i>East</i>	-0.257*** (0.025)		-0.257*** (0.028)	-0.250*** (0.027)	-0.234*** (0.033)	-0.207*** (0.0358)
<i>DIV</i>	0.028 (0.035)		0.037 (0.035)	0.037 (0.036)	0.021 (0.035)	0.0369 (0.0362)
<i>Dloc</i>	0.041** (0.019)		0.066*** (0.018)	0.067*** (0.018)	0.067*** (0.019)	0.063*** (0.018)
$\ln h$	0.173*** (0.048)		0.198*** (0.048)	0.197*** (0.048)	0.182*** (0.048)	0.214*** (0.049)
$m_{30-39} \ln h$	-0.138** (0.067)		-0.139** (0.065)	-0.154** (0.066)	-0.108* (0.063)	-0.142** (0.066)
$m_{40-49} \ln h$	-0.031 (0.062)		-0.084 (0.060)	-0.065 (0.061)	-0.065 (0.063)	-0.096 (0.061)
$m_{50-65} \ln h$	-0.070 (0.063)		-0.079 (0.062)	-0.081 (0.063)	-0.052 (0.066)	-0.083 (0.064)
$W \ln k$					0.789** (0.325)	
$W \ln h$					-0.584* (0.316)	
$W m_{40-49} \ln h$					1.171** (0.560)	
$W DIV$					-0.542** (0.27)	-0.132* (0.068)
$W Dloc$					-0.313* (0.189)	-0.106*** (0.039)
ρ/λ			0.675*** (0.165)	0.263** (0.105)	-0.393 (0.382)	0.168 (0.109)
AIC	-388.6		-395.5	-392.1	-399.1	-392.2
ll			208.7	207.0	218.6	215.1
Moran I	5.7***	2.8***				
sp err LM	14.6***	5.7**			Common Factor Test	
sp rob LM	11.1***	1.4			19.6***	16.1**
sp lag LM	3.8*	5.8**			p-Wert	0.0064
sp rob LM	0.3	1.4				0.0245

N = 172, robuste Standardfehler in (), *p<0.1; **p<0.05, ***p<0.01

 W_D - direkte Gewichtsmatrix, W_5 - distanzbasierte Gewichtsmatrix

Arbeiter an, welches durch ständiges Lernen beziehungsweise durch Weiterbildungen gefördert werden kann. Das Zulassen von vertikaler Mobilität und insbesondere das Fördern von Aufstiegschancen kann den effektiven Bestand des Humankapitals erhöhen. Der reine Blick auf die absolute Zahl an Hochschulabsolventen lässt diesen Schluß und die damit verbundenen Empfehlungen nicht zu.

Die job-basierte Definition von Humankapital gibt auch tiefere Einblicke in die Wirkungsweisen auf dem Arbeitsmarkt, insbesondere der Arbeitsnachfrage. Es zeigte sich, dass Aufstiegschancen bestehen. Insbesondere in Regionen, in denen ein hohes Maß an Arbeitslosigkeit gegeben ist oder - auf der anderen Seite - Arbeitskräftemangel besteht, sind individuelle Erfahrungen wichtig. Betrachtet man Gebiete wie Ostdeutschland, die sich in einem Wandel (Systemwandel) befinden, ist insbesondere in der Übergangsphase die job- und erfahrungsbasierte Definition von Humankapital vorzuziehen, da hier keine Verzerrungen durch veraltetes Wissen oder nicht mehr benötigte Qualifikationen entstehen.

Die bisherigen Methoden können nicht alle Einflüsse berücksichtigen. Insbesondere die Verwendung von Querschnittsdaten lässt nur den Vergleich zwischen den Regionen zu. Man kann aber keine Zeitvariation berücksichtigen. Aus diesem Grund soll das folgende Kapitel einen Ansatz herleiten, der sich für eine Panel-Analyse eignet. Dazu wird ein Modell in Anlehnung an die Arbeit von Baldwin (1999) vorgestellt.

4.2 Produktivitätseffekte bei monopolistischer Konkurrenz

Das im letzten Kapitel vorgestellte Modell in Anlehnung an Lucas (1988) zeigte, dass die Altersstruktur des Humankapitals eine Determinante der Generierung von Externalitäten darstellt. In diesem Kapitel sollen die Ergebnisse unter Verwendung eines Panel-Datensatzes fundiert werden. Dies wirft allerdings grundlegende Probleme auf:

Zum ersten wurde die verfügbare Arbeitskraft L als homogen angesehen. Es gibt keine Unterschiede in der Produktivität getrennt nach Bildungs- oder Berufstypen. Somit wird eine perfekte Substituierbarkeit zwischen unterschiedlichen Bildungsniveaus zugelassen.

Zum zweiten fließt der externe Effekt des durchschnittlichen Bildungsniveaus ad-hoc in die Produktionsfunktion ohne mikroökonomische Fundierung ein.

Zum dritten ist zu berücksichtigen, dass die verwendeten Kapitalstockdaten nicht als Zeitreihe vorliegen. Eine eigene Berechnung mit der perpetual-inventory-Methode erscheint nicht sinnvoll, denn hier sind neben Informationen zu (branchenspezifischen) Investitionsraten langfristige Zeitreihendaten notwendig, um Endogenitätsprobleme des Kapitalstocks auszuschließen. Diese Punkte sollen in diesem Kapitel aufgegriffen werden.

Baldwin (1999) entwickelt ein Modell der „Neuen Ökonomischen Geographie“⁸¹, welches als eine Variante der Arbeiten von Grossman und Helpman (1995) oder Romer (1990) angesehen werden kann. In diesem Kapitel sollen zentrale Punkte und Ideen dieses Modells übernommen werden, um Produktivitätseffekte empirisch zu identifizieren. Ausgehend von einem Wettbewerbssektor und einer durch Monopolisierungstendenzen gekennzeichneten Industrie⁸² wird eine regionale Makroproduktionsfunktion ermittelt. Diese Produktionsfunktion besteht aus dem Arbeitsinput und der Anzahl regionaler Betriebsstätten. Die eingesetzte Arbeit ist immobil. Die Zahl der Betriebsstätten hingegen ist eine endogene Größe. Aus diesem Grund wird eine weitere Gleichung zur Instrumentalisierung anhand der zugrunde liegenden Theorie motiviert.

Zunächst werden aus modelltheoretischer Sicht beide Gleichungen hergeleitet und zusätzliche Kontrollvariablen eingeführt. Dabei werden die Hypothesen der zu erwarteten Effekte aufgestellt. Im Anschluss werden die Datenbasis vorgestellt, die empirische Untersuchung

⁸¹Vgl. Krugman (1991) oder Fujita et al. (1999).

⁸²Die etwas naive Bezeichnung „Monopolsektor“ soll im folgenden zur einfacheren Unterscheidung beider Hauptindustrien fortgeführt werden.

präsentiert sowie die Ergebnisse diskutiert und zusammengefasst.

4.2.1 Motivation der Schätzgleichung

Die Produktionsfunktion: Üblicherweise wird in der Neuen Ökonomischen Geographie die regionale Produktion in einen Wettbewerbssektor und einen Sektor mit Monopolisierungstendenzen unterschieden. Die Aggregation beider Sektoren hin zum regionalen Output erfolgt aufgrund der Einfachheit häufig unter Verwendung eines Cobb-Douglas-Indexes. Es werden auch quasilineare Funktionen diskutiert⁸³. Der Vorteil quasilinearer Funktionen liegt darin, dass ein Anstieg des realen Einkommens und damit verbundene Einkommenseffekte nicht zu einem Mehrkonsum der monopolistischen Güter führt. Aus analytischer und wohlfahrtstheoretischer Sicht ist diese Eigenschaft wünschenswert. Quasilineare Funktionen weisen für eine empirische Arbeit allerdings den Nachteil auf, dass ein Logarithmieren in aller Regel nicht möglich ist und somit nichtlineare Schätzverfahren eingesetzt werden müssen. Es wird sich zeigen, dass eine komplexe Schätzmethodik anzuwenden ist. Aus diesem Grund wird auf den Einsatz der quasilinearen Funktion und der damit verbundenen nichtlinearen Verfahren verzichtet.

Es ist zu bemerken, dass die Aggregation der beiden Güterarten auf Haushaltsebene geschieht. An der theoretischen Erkenntnis ändert sich nichts, wenn beispielsweise ein Handelssektor⁸⁴ alle verfügbaren Produkte zu einem Endprodukt kostenminimal zusammenstellt und an die Haushalte als ein „klassisches“ Endprodukt weiterverkauft. Dieser Ansatz wird hier aufgegriffen, da sich so auf einfache Weise eine regionale Produktionsfunktion spezifizieren lässt.

Baldwins (1999) Modell folgend, setzt der Wettbewerbssektor ausschließlich Arbeit L_C als Faktor in der Gesamtproduktion C ein. Die Produktionsfunktion lautet

$$C = AL_C, \tag{12}$$

wobei A die totale Faktorproduktivität bezeichnet.

Die einzelne monopolistische Firma i setzt ebenfalls nur Arbeit l_M^i zur Güterproduktion

⁸³Vgl. Ottaviano et al. (2002), Pflüger (2004).

⁸⁴Vgl. Bröcker (2003).

ein. Die Produktionsmenge x_i dieser Firma kann durch folgenden funktionalen Zusammenhang beschrieben werden

$$x_i = Al_M^i.$$

Gibt es insgesamt L_M Angestellte in der Region, die in der Produktion des gesamten monopolistischen Sektors arbeiten und bezeichne N_M die Anzahl der monopolistischen Firmen auf dem regionalen Markt, so kann man den durchschnittlichen Output der einzelnen Firma unter Annahme der Symmetrie zwischen den Firmen berechnen aus

$$x_i = A \frac{L_M}{N_M}. \quad (13)$$

Der Term L_M/N_M kann als durchschnittliche Betriebsgröße N_M^{size} interpretiert werden. Die Aggregation der einzelnen Produktionsmengen der regionalen Firmen erfolgt unter Verwendung eines CES-Index. Im Unterschied zu den Modellen der Neuen Ökonomischen Geographie finden hier nur Produkte der eigenen Region Verwendung, sodass Transportkosten und interregionale Produktionsverflechtungen unberücksichtigt bleiben. Der CES-Index M mit der Substitutionselastizität σ lautet

$$M = \left(\sum_i^{N_M} x_i^{\frac{\sigma-1}{\sigma}} \right)^{\frac{\sigma}{\sigma-1}}, \quad \sigma > 1. \quad (14)$$

Durch Einsetzen von (13) in (14) folgt der Output des regionalen monopolistischen Sektors⁸⁵

$$M = AL_M N_M^{\frac{1}{\sigma-1}}. \quad (15)$$

Die Aggregation der Produktionsmengen C und M der beiden Sektoren führt schließlich zur regionalen Makroproduktionsfunktion. Diese lautet

$$Y = C^{1-\mu} M^\mu = AL_C^{1-\mu} L_M^\mu N_M^{\frac{\mu}{\sigma-1}}, \quad 0 \leq \mu \leq 1.$$

Dabei bezeichnet μ den Anteil des gesamten regionalen Outputs des Monopolssektors. Die

⁸⁵ Alternativ kann N_M^{size} aufgenommen werden, welches dann zu $M = AN_M^{size} N^{\sigma/(\sigma-1)}$ führt. Diese Spezifizierung hat hohe Kollinearitäten zur Folge, und es ermitteln sich unplausible Schätzergebnisse. Ferner sind N_M sowie N_M^{size} endogene Variablen.

Produktion setzt sich zusammen aus den Beschäftigten in der Produktion der monopolistischen Industrie und des Wettbewerbssektors sowie der Anzahl der Betriebsstätten im Monopolssektor. Insgesamt weist die Produktionsfunktion durch N_M steigende Skalenerträge auf. Um eine Vergleichbarkeit unterschiedlich großer Regionen zu erreichen, ist es zweckmäßig, die Produktionsfunktion in Pro-Kopf-Größen umzuwandeln. Da in diesem Kapitel ebenfalls die Produktivität im Vordergrund steht, erfolgt eine Normierung mit der regionalen Beschäftigung. Der gesamte regionale Arbeitsmarkt W unterteilt sich in die Beschäftigten im Wettbewerbs- und Monopolssektor, L_C und L_M , sowie der Beschäftigung in einem noch nicht vorgestellten Forschungssektor H_F , sodass $W = L_C + L_M + H_F$ gilt. Die durchschnittliche Produktivität pro Beschäftigten lautet

$$y = \frac{Y}{W} = A s_C^{1-\mu} s_M^\mu N_M^{\frac{\mu}{\sigma-1}},$$

mit den Beschäftigungsanteilen in der jeweiligen Industrie, $s_C = L_C/W$ sowie $s_M = L_M/W$.

Diskussion der Produktionsfunktion: Cameron (1998) leitet eine ähnliche Produktionsfunktion her, wobei dort N_M als Hicks-neutraler technischer Fortschritt modelliert wird. Die Faktorproduktivitäten der verbleibenden Produktionsfaktoren addieren sich dort zu Eins, sodass tatsächlich eine Externalität durch N_M vorliegt. Griliches und Lichtenberg (1984) sehen N_M als Wissenskapital einer Gesellschaft an. Grossman und Helpman (1995) betrachten N_M ebenfalls als Wissen, Patente oder den Stand der zur Verfügung stehenden „Technikpalette“. Es gibt somit unterschiedliche Möglichkeiten, N_M zu interpretieren. In Baldwins (1999) Modell ist es die zur Verfügung stehende Anzahl an Produktvarianten. Die durch N_M abgefangenen Externalitäten können als statische MAR-Externalitäten aufgefasst werden. Je höher der Bestand an Firmen im monopolistischen Sektor ist, desto stärker fällt die Externalität aus. Spielt die Anzahl an monopolistischen Firmen keine Rolle bei der Generierung einer Externalität, muss der geschätzte Parameter insignifikant werden. Cameron (1998) fasst die bestehende empirische Literatur zusammen. Die geschätzten Parameter der in seiner Arbeit analysierten Studien liegen im Bereich von 0.05-0.1.

Der regionale Bestand an Betriebsstätten ist eine endogene Variable, da Firmen den Be-

triebsstandort frei wählen können. Dem Modell folgend ist in der Region eine Firmengründung zu erwarten, wo die meisten Gewinne erzielt werden. Auch dieses Argument spricht für die Endogenität dieser Variablen. Die Instrumentalisierung von N_M erfolgt nun.

Endogenisierung der Anzahl der Betriebsstätten N_M : Dem Modell Baldwins (1999) folgend, wird die Ersparnis der Haushalte in risikolosen Anlagen gehalten und dienen der Deckung von Forschungsausgaben eines R&D-Sektors. Dieser Sektor verwendet ausschließlich Arbeitskraft als Faktor und produziert Ideen, Patente oder Innovation. Die Definition des Outputs ist dabei gar nicht so wichtig, denn später erfolgt eine Normierung, die auch hier einfließen soll: Jede Erfindung, die marktfähig ist, wird in einer einzelnen Betriebsstätte erzeugt und stellt eine Variante auf einem horizontal differenzierten Markt dar. Somit repräsentiert N_M den regionalen Firmen- und Wissensbestand und ist zugleich ein Maß für den von den Haushalten gehaltenen Kapitalstock.

Görzig et al. (2007) zeigen für das deutsche verarbeitende Gewerbe, dass pro Betriebsstätte etwa ein Produkt erzeugt wird. Sie beobachten, dass mit steigender Betriebsgröße die Zahl der erzeugten Produkte sinkt. Die Spanne der erzeugten Waren je Betrieb beträgt somit zwischen 0.7 und 1. Der Arbeit Görzigs et al. (2007) folgend repräsentiert die Zahl der Firmen N_M zugleich die regional erzeugten Produkte. Insofern ist die oben erwähnte theoretische Annahme und Normierung durchaus plausibel.

Die einzelne Firma erzeugt ein exklusives Produkt, d.h., nur sie kennt die genaue Produktionstechnologie, die zunächst „erfunden“ werden muss. Die Kosten der Erfindung tragen indirekt die Haushalte durch ihre Ersparnis. Für die Erfindung zahlt die Firma an die Kapitalgeber (Haushalte) eine Dividende. Diese wird als „operating profit“ bezeichnet und stellt permanente Fixkosten für das Unternehmen dar. Aufgrund des fixen Kostenblocks und der Exklusivität resultiert letztlich eine gewisse Monopolmacht. Eine Eindämmung der firmenspezifischen Macht erfolgt durch eine Vorliebe für Vielfalt (CES-Index). Es resultiert ein imperfekter Sektor mit N_M Unternehmen, die den Annahmen der monopolistischen Konkurrenz unterliegen. Aus diesem Grund wird dieser Sektor auch als Monopolsektor oder monopolistischer Sektor bezeichnet werden.

Grundlegend wird eine neue Unternehmung gegründet, wenn die Erfindungskosten von

den zukünftigen Einnahmen gedeckt werden (Tobins q). Nachdem die ökonomische Einordnung der Betriebsstättengründungen im Modellrahmen vorgestellt wurde, soll nun die Technologie des Forschungssektors im Fokus der Untersuchung stehen. Das Modell Baldwins (1999) geht von einem einfachen linearen Zusammenhang zwischen Innovationen Q_F und dem dafür notwendigen Arbeitseinsatz H_F im R&D-Sektor aus⁸⁶. Aufgrund der obigen Argumentation entspricht eine Erfindung einer neuen Betriebsstätte. Die Produktionsfunktion der Ideen lautet

$$Q_F = \frac{1}{a_F} H_F \quad (16)$$

Diese Gleichung kann als Wissensproduktionsfunktion⁸⁷ aufgefasst werden. Die Veränderung im Betriebsstättenbestand ist die Differenz aus Neuerfindungen und Abschreibungen mit der Rate δ . Somit gilt

$$dN_M = Q_F - \delta N_M.$$

Das Modell sieht kein endogenes Wachstum vor, sodass es langfristig einen fixen Firmenbestand⁸⁸ gibt. Mit $dN_M = 0$ und der Technologie (16) folgt eine Gleichung, die den Bestand an Betrieben beschreibt,

$$N_M = \frac{1}{a_F \delta} H_F.$$

Folglich hängt der Bestand an Firmen von den im Sektor eingesetzten Arbeitern, der Abschreibungsrate δ sowie der Produktivität des Forschungssektors ab.

Der lineare Zusammenhang zwischen Innovation und Faktoreinsatz ist für das theoretische Modell zur analytischen Lösbarkeit durchaus zweckdienlich, im Rahmen einer empirischen Studie allerdings weniger geeignet. Daher soll für das Humankapital ein Grenzertrag β eingeführt werden, sodass folgt

$$N_M = \frac{1}{a_F \delta} H_F^\beta.$$

Diskussion der Firmengleichung: Unter Einsatz von Arbeit entstehen neue Erfindungen. Marktfähige werden dabei in neuen Betriebsstätten umgesetzt, und neue Produkte

⁸⁶Vgl. auch Romer (1990), Grossman und Helpman (1995).

⁸⁷Vgl. Audretsch und Feldman (2004) oder Acs und Varga (2005).

⁸⁸Martin und Ottaviano (1999) sowie Baldwin et al. (2001) entwickeln Modelle, bei denen durch dynamische MAR-Externalitäten endogenes Wachstum generiert wird. Dabei folgt die Technologie (16) einer Lernkurve (vgl. Aghion und Howitt 1998): Je mehr Firmen auf dem Markt sind, desto preiswerter wird die folgende Erfindung. Diese Dynamik bedingt letztlich endogenes Wachstum.

stehen zur Verfügung. Die bedeutende Rolle von Humankapital wird im Zusammenhang mit Wissensgenerierung oder Firmengründung immer wieder hervorgehoben. Forschungsaktivitäten sind intuitiv humankapitalintensiv. Im Ansatz Baldwins erfolgt zwar keine Unterscheidung der Arbeitskräfte. Für die empirische Motivation kann aber davon ausgegangen werden, dass vorwiegend Humankapital in der Wissensproduktion einfließt⁸⁹. Daher sei H_F als der notwendige Humankapitaleinsatz im Forschungssektor aufzufassen. Ein positiver Effekt des Humankapitals auf den Bestand an Firmen wird erwartet.

Zu diskutieren ist, ob der Bestand an Humankapital normiert werden soll, zum Beispiel durch eine Umrechnung in den Anteil an den Beschäftigten⁹⁰. Damit ist das durchschnittliche regionale Ausbildungsniveau für die Wissensgeneration von Bedeutung. Jedoch arbeiten eine Vielzahl an Studien heraus, dass gerade der Bestand an Humankapital für eine verbesserte R&D-Aktivität sorgen⁹¹.

Des weiteren fließt die zu instrumentierende Variable als Bestandsgröße ein. Insofern ist es günstig, den Bestand an Humankapital zur Erklärung zu wählen und nicht einen Anteilswert. Aus diesen Gründen soll der Bestand an Humankapital H_F einfließen⁹².

Zusammenfassung: Bisher wurden anhand der theoretischen Überlegungen in Anlehnung an Baldwin (1999) zwei Gleichungen hergeleitet - die Produktionsfunktion sowie die Gleichung zur Instrumentierung der Zahl der Firmen. Die Gleichungen bilden das Grundgerüst der Schätzgleichungen und lauten in logarithmierter Form

$$\ln y = \ln A + (1 - \mu) \ln s_C + \mu \ln s_M + \frac{\mu}{\sigma - 1} \ln N_M, \quad (17)$$

$$\ln N_M = -\ln \delta - \ln a_F + \beta \ln H_F. \quad (18)$$

Soweit wurde zwar eine Gleichung für N_M gefunden, bisher ist aber nicht geklärt, welche Firmen dem monopolistischen Sektor und welche dem Wettbewerbssektor hinzugerechnet

⁸⁹Brix und Niese (2004) stellen fest, dass ein hoher Anteil an Hochqualifizierten offenbar die Verfügbarkeit von firmengründungsrelevantem Wissen impliziert.

⁹⁰Vgl. Lucas (1988) oder Brunow und Hirte (2008).

⁹¹Vgl. Romer (1990), Acs und Armington (2003), Audretsch et al. (2006), Audretsch und Keilbach (2007).

⁹²Die Verwendung des Anteils des Humankapitals an der Gesamtarbeitnehmerschaft ist im Sinne des Lucas-Ansatzes.

werden sollen. Dieser Fragestellung widmet sich das folgende Kapitel.

4.2.2 Bestimmung des monopolistischen Sektors

Das vorangegangene Kapitel führte die zugrundeliegende theoretische Basis ein. Dabei wurde davon ausgegangen, dass in einer Region zwei übergeordnete Sektoren existieren: ein Wettbewerbssektor und ein monopolistischer Sektor. Für die folgende empirische Untersuchung müssen die regionalen Betriebsstätten jeweils einem dieser Sektoren zugerechnet werden. Diese Diskussion soll nun erfolgen.

Aus der Sichtweise der Neuen Ökonomischen Geographie sollten jene Industrien im monopolistischen Sektor enthalten sein, die zu einer Agglomeration tendieren, d.h. relativ konzentriert sind. Um die Frage zu beantworten, wann es zu einer regionalen Konzentration kommt, kann man sich die intraindustriellen mark-ups anschauen.

Das theoretische Modell prognostiziert Investitionen in Regionen, in denen der Gegenwartswert der zukünftigen Dividenden (mark-up) den Erstellungskosten entspricht (Tobins q). Sind innerhalb einer Region die intraindustriellen mark-ups relativ höher als in anderen Regionen, dann ist der Barwert höher und somit können dort die Erstellungskosten⁹³ eher gedeckt werden. Es kommt zur Investition. Schließlich kann es zu einer Agglomeration der betrachteten Industrie kommen, solange die mark-ups in der begünstigten Region stets relativ höher ausfallen.

Daher verfolgt der erste Ansatz zur Abgrenzung des monopolistischen Sektors vom Wettbewerbssektor die Konzentrationsneigungen einzelner Industrien. Es wird der von Ellison und Glaeser (1997) entwickelte Index angewandt. Dieser ist branchenspezifisch und steigt wertemäßig an, je stärker eine Industrie im Vergleich zu anderen konzentriert ist. Der Index bietet den Vorteil, dass er neben der Beschäftigung innerhalb einer Branche auch die Firmengröße berücksichtigt. Somit wird nicht sofort eine Agglomeration als Ergebnis ermittelt, wenn sehr viele Personen in nur einer regionalen Betriebsstätte arbeiten. Eine Abgrenzung unter Verwendung des EG-Indexes erfolgt dann, wenn der Wert des branchenspezifischen Indizes größer als ein gewisser Schwellenwert ist. Dabei werden verschiedene

⁹³Bei der Argumentation wird implizit angenommen, dass die Erfindungskosten in allen Regionen identisch sind.

Perzentile zur Bestimmung der Schwelle zugrunde gelegt. Damit besagt beispielsweise ein Wert von EG_{75} , dass 75% aller Industrien dem Wettbewerbssektor und 25% dem monopolistischen Sektor zugeordnet werden.

Nachteile weist das Konzept zur Identifikation von Agglomerationstendenzen auf. Zunächst unterstellt die Neue Ökonomische Geographie, dass es zu einer Konzentration durch hinreichend niedrige Transportkosten kommt. Dabei umfassen Transportkosten nicht zwingendermaßen ausschließlich Kosten des Transportes von Gütern sondern auch andere Handelskosten. Sind die gegenwärtigen branchenspezifischen Handelskosten hoch, prognostiziert die Theorie eine gleichmäßige Verteilung dieser Branche im Raum. Der Ellison-Glaeser Index wird daher die Branche nicht als „monopolistisch“ ansehen, da derzeit keine Konzentrationsneigungen vorliegen.

Ein weiterer Nachteil besteht darin, dass der Ellison-Glaeser-Index nicht standortspezifische Besonderheiten wie den Zugang zu Ressourcen oder Rohstoffen berücksichtigen kann. Sind Branchen aufgrund von Standortbesonderheiten relativ stark konzentriert, so werden diese Branchen als „monopolistisch“ identifiziert, obwohl sie ggf. nicht den Annahmen der monopolistischen Konkurrenz unterliegen.

Deshalb soll ein zweites Konzept verfolgt werden. Das Modell von Baldwin (1999) sieht Fixkosten für die Unternehmen vor, die im monopolistischen Markt tätig sind. Sind diese Fixkosten branchenspezifisch, so unterscheiden sich interindustrielle mark-ups in ihrer Höhe. Ist der Preisaufschlag auf Grenzkosten in bestimmten Industrien nahe Null, so könnten diese Industrien dem Wettbewerbssektor zugeordnet werden, da die Fixkosten nicht zu hoch ausfallen. Sind die Aufschläge hingegen relativ hoch, so erfolgt die Zuordnung zum monopolistischen Sektor, da hohe Fixkosten anfallen.

Daten über Preisaufschläge liegen nicht vor, sodass ein Weg zu finden ist, der dieses Konzept aus der Sicht des Modells unterstützt. Monopolistische Firmen müssen zunächst „erfunden“ werden, da eine Erforschung die Voraussetzung für die Aufnahme der Produktion ist. Die Fixkosten der einzelnen Firma (operating profit) entsprechen der Dividende, die an die Haushalte dafür gezahlt werden, dass diese Firma überhaupt erfunden wurde. Der abdiskontierte Einkommensstrom der Dividenden soll den Erstellungskosten des Forschungssektors entsprechen. Steigt der Preisaufschlag und somit die Höhe der Divi-

dendenzzahlung, ist davon auszugehen, dass die Entwicklungskosten im Forschungssektor relativ hoch sind⁹⁴. Das bedeutet, dass der mark-up in den Industrien tendenziell höher ist, die humankapital- beziehungsweise forschungsintensiv sind. Daraus leitet sich das zweite Konzept zur Identifikation des monopolistischen Sektors ab.

Sei H_F^i die Anzahl an Beschäftigten mit Hochschulabschluß und W^i die Gesamtbeschäftigung in der i -ten Industrie, dann wird eine Industrie als monopolistisch eingestuft, wenn der relative Anteil $s_H^i = H_F^i/W^i$ einen gewissen Schwellenwert erreicht. Jede einzelne Betriebsstätte wird dann zu N_M gezählt, die in der identifizierten Industrie enthalten ist.

Im folgenden Kapitel sollen weitere Kontrollvariablen eingeführt werden, um schließlich das Regressionsmodell zu erhalten.

4.2.3 Kontrollvariablen

Die im letzten Kapitel motivierten Basisgleichungen (17) und (18) sollen anhand von Regressionstechniken überprüft werden. In diesem Kapitel werden weitere Kontrollvariablen eingeführt. Da die Gleichung (18) in enger Verbindung mit der Firmengründungs- und Wissensgenerierungsliteratur steht, werden auch Studien dieses Zweiges berücksichtigt. Es zeigt sich, dass nicht alle dort betrachteten Variablen in diesem Modell aufgenommen werden sollten.

Externalitäten: Wie bereits in der Herleitung der Produktionsfunktion erarbeitet wurde, repräsentiert die Zahl der Firmen N_M eine statische MAR-Externalität. Der regionale Industrie-Mix und der Grad der regionalen Diversifikation, also Jacobs-Externalitäten, tragen gegebenenfalls auch zu regionalen Disparitäten der Produktivität bei.

Wie Glaeser et al. (1992) und Henderson et al. (1995) herausstellen, berücksichtigen Jacobs-Externalitäten interindustrielle Verknüpfungen, die eine bessere regionale Performance bedingen können. Combes et al. (2004) schlagen das Verwenden eines Herfindahl-Indexes zur Messung vor, der bereits mehrfach in dieser Arbeit Verwendung fand. Die

⁹⁴Es wird angenommen, dass die Abschreibungsrate δ sowie der Diskontierungszins für alle Industrien identisch ist.

Diversifikation der Beschäftigten kann als Maß für Urbanisationseffekte auf dem Arbeitsmarkt gesehen werden (Henderson 2003). Im Gegensatz dazu stellen Brunow und Hirte (2008) heraus, dass die Diversifikation der regionalen Firmen als Maßzahl für technologische Urbanisationseffekte zu sehen ist.

Da industrielle Verflechtungen wie Dienstleistungen oder Vorleistungen verschiedener Branchen bisher in obiger Produktionsfunktion nicht berücksichtigt werden, sollte anstelle der Beschäftigtendiversifikation die Verteilung der Firmen über die Sektoren DIV_N als Maß für technologische Urbanisationseffekte in der Produktionsfunktion Verwendung finden. Falls die lokalen Betriebsstätten in nur einer Branche konzentriert sind, wird DIV_N den Wert Null annehmen. Gibt es jedoch mehrere Sektoren, ist DIV_N positiv und steigt kontinuierlich, je homogener die Firmenverteilung über die Branchen hinweg ist. Eine weitere Maßzahl für Urbanisationseffekte, welches Combes et al. (2004) vorschlagen, ist die (logarithmierte) Anzahl der Industrien $Ind.$, die zusätzlich in die Produktionsfunktion einfließen soll.

Durch die Aggregation des Humankapitaleinsatzes in der Firmengleichung ist gegebenenfalls auch hier die Verteilung der Arbeiter oder Firmen zwischen Sektoren relevant. Im Gegensatz zur Produktionsfunktion wird nun unter Verwendung des Herfindahlindex DIV_B anhand der Streuung der Arbeitnehmer des monopolistischen Sektors konstruiert. Es ist davon auszugehen, dass innovative Prozesse beispielsweise eher durch Face-to-Face-Kontakte von Personen begünstigt werden (Vgl. Fritsch und Franke 2004).

Armington und Acs (2002) untersuchen den Einfluss der Industriedichte auf Betriebsgründungen und finden Evidenz für einen positiven Zusammenhang. Somit ist ein hoher Verdichtungsgrad für Wissensspillover durchaus förderlich⁹⁵. Audretsch und Fritsch (1999) untersuchen die Auswirkungen der Bevölkerungsdichte auf Firmengründungsraten und stellen fest, dass der Effekt branchenabhängig ist. Die Effekte der Bevölkerungsdichte werden bedeutender, wenn Firmen einen hohen Grad an Kapitalintensivität aufweisen oder hohe Lohnkosten anfallen. Wenn diese beiden Bedingungen zutreffen, senkt ein Anstieg der Bevölkerungsdichte die Kosten im Forschungssektor, so Audretsch und Fritsch (1999).

Die Bevölkerungsdichte *popdens* und die Siedlungsdichte *dens* stellen Maße zur Identifi-

⁹⁵Vgl. auch Krugman (1991).

zierung von Wissensspillovern dar. Letztere Variable soll genutzt werden, um Urbanisationseffekte im Forschungssektor aufzudecken, da die Siedlungsdichte weniger stark mit W korrelieren wird als die Bevölkerungsdichte. Der Einsatz eines dieser Maße in der Produktionsfunktion erscheint nicht sinnvoll, da die Produktivität im Vordergrund steht und nicht der allgemeine Wohlstand. Des weiteren werden in der Anzahl der Branchen Urbanisationseffekte in der Produktion quantifiziert.

Der Diskussion von Martin et al. (2008) folgend werden von den Diversifikationsmaßen wieder die quadrierten Terme DIV_N^2 sowie DIV_B^2 aufgenommen.

Arbeitslosigkeit: Audretsch und Fritsch (1999) zeigen, dass Firmengründungen durch branchenspezifische, aber auch regionale Notwendigkeiten gebunden sind. Neben dem Einsatz von Humankapital wird in ihrem Regressionsmodell zusätzlich die Arbeitslosenrate berücksichtigt. Möglicherweise determiniert die Arbeitslosenrate auch den Bestand an (monopolistischen) Firmen.

Die Arbeitslosenrate soll nicht in dieser Studie als Kontrollvariable verwendet werden, denn Audretsch und Keilbach (2007) argumentieren, dass sie Personen repräsentiert, welche aus der Arbeitslosigkeit heraus eine eigene Firma eröffnen. Je größer die Arbeitslosenrate ist, desto höher ist die Wahrscheinlichkeit, dass jemand aus der Arbeitslosigkeit heraus ein Unternehmen gründet. Solche Firmengründungen sind in aller Regel nicht humankapitalintensiv. Es kann auch davon ausgegangen werden, dass diese Firmengründungen eher dem Wettbewerbssektor zugeordnet werden können.

Des weiteren impliziert eine regional hohe Arbeitslosigkeit eine geringere aggregierte Nachfrage in der Region, was gegebenenfalls den Anreiz der Firmengründung senkt⁹⁶. Somit sind dann auch relativ wenig Firmen in der Region vertreten. Folglich wäre die Arbeitslosenrate endogen und sollte aus diesem weiteren Grund nicht in das Regressionsmodell aufgenommen werden.

Wie Audretsch und Fritsch (1999) herausstellen, ist der Einfluss der Arbeitslosenrate auf Firmengründungen abhängig von der betrachteten Branche und der notwendigen Qualifikation. Insgesamt weisen die empirischen Befunde kein allgemeingültiges Muster auf⁹⁷.

⁹⁶Vgl. Armington und Acs (2002), Brixy und Niese (2004), Sutaria und Hicks (2002) oder Storey (1991).

⁹⁷Einen positiven Zusammenhang zwischen Arbeitslosigkeit und Unternehmensgründungsrate finden Carree (2002), Armington und Acs (2002), Brixy und Niese (2004), Fritsch und Mueller (2004) oder Lee

Firmenalter und Überlebenswahrscheinlichkeiten: Eine weitere diskutierte Determinante der Gründungsaktivitäten ist das durchschnittliche Firmenalter N_M^{age} . Je länger sich Firmen im Markt befinden, desto effizienter könnten sie arbeiten, gegebenenfalls neue Marktbedürfnisse erkennen und im eigenen Produktionsprozess berücksichtigen. Durch die langjährigen Erfahrungen könnten Forschungskosten niedriger ausfallen und somit ein relativer Vorteil gegenüber Marktneulingen entstehen. Auf der anderen Seite ist es möglich, dass relativ ältere Firmen eher „blind“ sind, neue Marktbedürfnisse nicht erkennen und somit wenig in zukunftsorientierte Forschung investieren.

Im Laufe der Zeit wird sich erst zeigen, ob eine Innovation und damit die Einführung des neuen Produktes marktfähig ist⁹⁸. Ist das Produkt nicht marktfähig, wird die Firma letztlich wieder aus dem Markt austreten. Boeri und Cramer (1991) zeigen, dass nach ca. 5 Jahren nach einer Gründung nur noch ca. 50% der Neugründungen am Markt existieren. Fritsch (2005) unterscheidet zwischen Gründungen, die mehr oder weniger wissensintensiv sind. Dabei zeigt sich, dass die Überlebenswahrscheinlichkeit für wissensintensive Branchen etwas höher liegt. Handelt es sich bei den wissensintensiven Gründungen um besonders forschungsintensive Produkte, steigt ebenfalls die Überlebensrate. Eine Studie von Fritsch (2006) unterstützt die genannten Resultate und zeigt zusätzlich, dass Überlebensraten branchenspezifisch sind. Weitere Untersuchungen hinsichtlich der Überlebensraten von Gründungen führten Brixy (1999), Strotmann (2002), Fritsch (2004) und Brixy und Grotz (2006) durch und kamen zu ähnlichen Ergebnissen. Santarelli und Vivarelli (2007) liefern eine Überblicksarbeit über weitere bestehende Studien. Um in der Analyse ein möglichst unverzerrtes Bild über den Einfluss der Zahl der Betriebsstätten zu geben, sollen in der empirischen Arbeit nur Firmen in N_M einfließen, deren Alter 3 Jahre übersteigt. Somit werden in der Ermittlung von N_M tendenziell unrentable Firmen herausgerechnet. Die in der Literatur ermittelten empirischen Resultate können inhaltlich auf die Variable N_M^{age} übertragen werden. Es ist zu erwarten, dass ein höheres durchschnittliches regionales Firmenalter zu relativ weniger Firmen führt, da sich ausschließlich die erzeugten Produkte am Markt etablierten, die langfristig rentabel sind. Ist das regionale Durchschnittsalter

et al. (2004), wobei die Resultate durchaus von der betrachteten Branche abhängig sind. Einen negativen Einfluss zeigen Reynolds et al. (1995), Göggel et al. (2006) oder Reynolds (1997).

⁹⁸Vgl. Audretsch und Thurik (2000).

hingegen gering, so sind vermutlich noch eine Vielzahl an Firmen auf dem Markt, die voraussichtlich wieder ausscheiden werden und folglich agieren viele Firmen auf dem Markt. Das Firmenalter kann auch als Maß der Konsistenz der regionalen Industriestruktur aufgefasst werden.

Durchschnittliche Firmengröße: Eine weitere in der Literatur vorgestellte Variable ist die durchschnittliche Firmengröße gemessen an der Belegschaft. Boeri und Cramer (1991) zeigen, dass im Alterungsprozess Betriebe dazu tendieren, mehr Personen zu beschäftigen. Zwar beobachten sie wieder ein Abfallen der Belegschaftszahlen, jedoch führen Brüderl et al. (1993) an, dass dieser Effekt konjunkturbedingt sei. Fritsch (2005) weist auch Unterschiede in der Entwicklung der Größe nach, die auf Unterschieden in der Intensität vom Wissensinput und des Forschungsaufwandes liegen. Auf jeden Fall sieht er einen Zusammenhang zwischen Alterungsprozess und Belegschaftswachstum. Die Arbeit von Fritsch und Weyh (2006) unterstützt die Erkenntnisse, weist aber darauf hin, dass im Produktionssektor eher Beschäftigungswachstum zu erkennen ist im Vergleich zu Dienstleistungsunternehmen. Weitere Arbeiten, die sich mit der Beschäftigungswirkung befassen, finden ähnliche Ergebnisse⁹⁹. Dabei ist jedoch das Gründungsmotiv zu berücksichtigen (Gewinnorientierung vs. private Einkommenssicherung)¹⁰⁰. Die empirische Evidenz weist darauf hin, dass mit steigendem Firmenalter die Beschäftigung in der Firma wächst. Da bereits das durchschnittliche Alter in der Regression enthalten ist, hätte das Aufnehmen der durchschnittlichen Firmengröße zur Folge, dass Multikollinearitäten im Modell eingeführt werden. Dies ist nicht besonders wünschenswert.

Ein weiterer Aspekt, die Firmengröße des monopolistischen Sektors im Modell nicht explizit zu berücksichtigen, ist folgender. Das Maß berechnet sich aus $N_M^{size} = (L_M + H_F) / N_M$, wobei N_M erklärt werden soll. Ferner wird H_F als Instrument für N_M verwendet und H_F korreliert stark mit $L_M + H_F$. Auch aus dieser Sicht ist die Aufnahme in das Modell nicht zweckmäßig, da Multikollinearität und weitere Endogenitätsprobleme im Regressionsmodell erzeugt werden.

Schließlich kann bereits in der Produktionsfunktion die durchschnittliche Firmengröße

⁹⁹ Vgl. Fritsch (1996) oder Audretsch und Fritsch (2002).

¹⁰⁰ Vgl. Hinz und Ziegler (1999), Sternberg et al. (2006) und Sternberg et al. (2007).

implementiert werden. Eine Verwendung als Instrument für N_M erscheint auch deshalb nicht sinnvoll.

Altersstruktur: Bereits in der vorangegangenen Studie wurde die Altersstruktur des Humankapitals beleuchtet. Die dortige Modellierung im Zusammenhang mit diesem Ansatz bedeutet die Variation des Parameters β . Dieses Konzept soll hier nicht erfolgen. Stattdessen wird der Effekt der Altersstruktur wieder so zerlegt, wie es in den Wachstumsmodellen der Fall war. Der Grund dafür ist, dass so eine unvollständige Substituierbarkeit der Angestellten aufgrund der Altersunterschiede ermöglicht wird. Moretti (2004) sowie Ciccone und Peri (2006) untersuchen die Auswirkungen unvollständiger Substituierbarkeit zwischen verschiedenen Arbeitstypen.

Erste Evidenz, dass regionale Firmengründungen von der Altersstruktur der Bevölkerung abhängig sind, liefern Bönte et al. (2007).

Sei m_i der Anteil der i -ten Alterskohorte der durchschnittlichen Belegschaft in einem Betrieb, dann sei

$$\tilde{H}_F = (MH_F)^\beta \quad \text{mit} \quad M = \prod_i^I m_i^{\gamma_i},$$

Insgesamt werden vier Alterskohorten unterschieden: Die erste Kohorte beinhaltet Personen unter 30 Jahren. Die zweite Kohorte ist im Alter zwischen 30 und 44 Jahren. Die dritte Kohorte fasst Personen im Alter von 45 bis 54 Jahre zusammen. Die älteste Kohorte umfasst Beschäftigte ab dem Alter von 55 Jahren. Die zweite Kohorte ist aufgrund der Datenverfügbarkeit nicht anders wählbar und umfasst eine Spanne von 15 Jahren. Deshalb wird sie als Referenz gewählt. Grundsätzlich ist aus theoretischer Sicht ein umgekehrt u-förmiger Verlauf der Altersstruktur zu erwarten. Im vergangenen Kapitel stellte sich aber heraus, dass die zweite Alterskohorte einen signifikant negativen Einfluss auf die Produktivität ausübt, sodass die Hypothese des u-förmigen Musters nicht eintreten muss.

Tobins q: Das theoretische Modell Baldwins (1999) betrachtet die Ausgaben für Innovation und damit Firmengründungen als abhängige Variable. Investiert wird in Regionen, in denen der Barwert der rückfließenden Dividenden die Erstellungskosten deckt (Tobins

q). Unter der Annahme, dass der Rückfluss in einer durchschnittlich produktiveren Region größer ist, erweist es sich durchaus als sinnvoll, $\ln y$ als zusätzliche Variable aufzunehmen. Somit resultiert ein Gleichungssystem mit den beiden endogenen Variablen N_M und y .

Regressionsgleichungen und Schätzverfahren: Die Basisgleichungen (17) und (18) werden um die Kontrollvariablen erweitert und es wird jeweils ein Störterm hinzugefügt. Es folgt das Regressionsmodell mit den zu schätzenden Parametervektoren α sowie δ .

$$\begin{aligned} \ln y = & \alpha_0 + \alpha_1 \ln s_C + \alpha_2 \ln s_M + \alpha_3 \ln N_M \\ & + \alpha_4 \ln Ind + \alpha_5 DIV_N + \alpha_6 DIV_N^2 + u_y \end{aligned} \quad (19)$$

$$\begin{aligned} \ln N_M = & \delta_0 + \delta_1 \ln y + \delta_2 \ln dens + \delta_3 \ln N_M^{age} + \delta_4 DIV_B + \delta_5 DIV_B^2 \\ & + \delta_6 \ln H_F + \delta_{<30} \ln m_{<30} + \delta_{45/54} \ln m_{45/54} + \delta_{55+} \ln m_{55+} + u_N \end{aligned} \quad (20)$$

Es resultiert ein simultanes Gleichungssystem¹⁰¹ mit den endogenen Regressoren $\ln y$ und $\ln N_M$. Als eine Besonderheit ist zu berücksichtigen, dass die vorliegenden Daten eine Panelstruktur aufweisen. Folglich können fixe und zufällige regionale Besonderheiten ermittelt werden. Verschiedene Verfahren zur Schätzung von simultanen Gleichungssystemen bei dem Vorliegen von Paneldaten werden in Baltagi (2005) vorgestellt. Im Rahmen dieser Studie soll die 2SLS-Methode angewandt werden. Bei der Schätzung der zufälligen Effekte wird auf den Schätzer von Balestra und Varadharajan-Krishnakumar (1987) zurückgegriffen.

Aus ökonometrischer Sicht ist es problematisch, beide sektoralen Beschäftigungsanteile s_C und s_M aufzunehmen, da von starker Kollinearität ausgegangen werden kann. Eine Aufnahme beider Größen soll der Robustheitskontrolle dienen.

Die Normierung der Produktionsfunktion in Pro-Erwerbstätige führt zu einer besseren Vergleichbarkeit unterschiedlich großer Regionen. Allerdings bleibt die Zahl der Firmen als Absolutgröße erhalten, was ggf. Heteroskedastie zur Folge hat.

Soweit wurde das Regressionsmodell hergeleitet. Im folgenden Kapitel sollen die zur Überprüfung des Modells verwendeten Daten deskriptiv vorgestellt werden.

¹⁰¹Verschiedene Schätzmethode für Gleichungssysteme wie 2SLS, 3SLS, LIML oder FIML sind anwendbar (Greene 2005).

4.2.4 Datenbasis und deskriptive Statistiken

Das hergeleitete Modell setzt voraus, dass man sich im langfristigen Gleichgewicht befindet. Im Kapitel zum deutschen Wirtschaftswachstum zeigte sich, dass die Wachstumsraten in Westdeutschland im Vergleich zum Osten relativ niedrig sind. Somit kann man vermuten, dass sich westdeutsche Regionen in der Nähe des Steady-States befinden, ostdeutsche hingegen weniger. Um Verzerrungen durch die Dynamik des Ostens zu vermeiden, erfolgt die empirische Überprüfung ausschließlich anhand Westdeutschlands für die Jahre 1995-2005.

Tabelle 20: Deskriptive Statistiken der Modellvariablen

	Gesamte Stichprobe				within-Transformation		
	Mittel	Std.Abw.	Min.	Max.	Std.Abw.	Min.	Max.
$\ln y$	10.688	0.088	10.477	10.953	0.029	-0.149	0.141
$\ln N_M$	6.738	0.866	5.286	9.323	0.047	-0.162	0.171
$\ln H_F$	7.482	1.258	5.240	10.891	0.080	-0.399	0.389
$\ln s_C$	-0.362	0.103	-0.853	-0.128	0.023	-0.094	0.309
$\ln s_M$	-1.346	0.235	-2.202	-0.676	0.068	-1.240	0.368
$\ln Ind.$	5.263	0.168	4.873	5.615	0.017	-0.091	0.052
DIV_B	2.649	0.382	1.117	3.436	0.089	-0.605	0.352
DIV_N	3.283	0.128	2.911	3.677	0.027	-0.129	0.158
$\ln dens$	-2.059	0.363	-2.873	-0.743	0.012	-0.070	0.080
N_M^{age}	19.344	0.837	15.871	21.718	0.422	-1.459	1.674

N=1463, $s_H = 0.06$, Jahr 1995

Die regionale Bruttowertschöpfung, die Beschäftigungszahlen sowie die Flächenmaße sind der GENESIS-Datenbank, Informationen über die Zahl der Firmen und deren Alter sowie Beschäftigung und die Altersstruktur sind dem Betriebshistorikpanel¹⁰² (BHP) entnommen. NUTS-3 Regionen werden wieder nach der Klassifikation von Eceky et al. (2001) zu 133 Arbeitsmarktregionen zusammengefasst. Somit liegt ein Stichprobenumfang von 1463 Beobachtungen vor. Um den Einfluss zeitfixer Effekte zu berücksichtigen, werden alle Variablen jahresmittelwertzentriert¹⁰³.

¹⁰²Das BHP ist eine 50% Stichprobe aller deutschen Betriebsstätten, die sozialversicherungspflichtig Beschäftigte angestellt haben.

¹⁰³Zur Sensitivitätsanalyse wurden für die einzelnen Jahre Zeitdummy-Variablen aufgenommen und auf die Zentrierung verzichtet. Die Schätzer der Modellvariablen werden alle insignifikant, was mit der durch die Dummy-Variablen hervorgerufenen Multikollinearität zu begründen ist.

In Tabelle 20 werden die Variablen deskriptiv beschrieben. Zusätzlich zu den tatsächlichen Daten wird noch die deskriptive Statistik nach der within-Transformation angegeben. Der Mittelwert beträgt für diese Variablen Null und wird daher nicht ausgewiesen. Die Tabelle 21 enthält die jeweiligen Korrelationstabellen.

Da einige Variablen von der Definition des monopolistischen Sektors abhängen, wurde eine relativ schwache Abgrenzung vorgenommen ($s_H = 0.06$)¹⁰⁴. Die Werte verändern sich nicht auffällig, wenn man restriktivere Abgrenzungskriterien setzt.

Zunächst zeigt die Korrelationsmatrix einen starken Zusammenhang zwischen der (logarithmierten) Zahl der Betriebsstätten im monopolistischen Sektor sowie dem Humankapitaleinsatz, wenn man den oberen Teil der Tabelle betrachtet. Aus der Sicht des theoretischen Modells ist dies durchaus wünschenswert. Die Spanne beider Größen ist verglichen mit den anderen Variablen, insbesondere der Produktivität, hoch. Der hohe Korrelationskoeffizient macht deutlich, dass Regionen mit viel Humankapital auch viele Firmen im Monopolssektor aufweisen. Dieses Ergebnis wird teilweise durch die Definition bedingt, indiziert aber auch die relative Konzentration beider Größen. Der Effekt des Humankapitals auf die Zahl der Firmen sinkt nach der within-Transformation enorm. Das bedeutet, dass eine Ausweitung des Humankapitalbestandes in einer Region nicht zu einem Anstieg der monopolistischen Betriebsstätten führt. Folglich liegt eine starke between-Variation und eine geringe within-Variation vor.

Eine weitere starke Korrelation liegt zwischen der Zahl der Firmen und der Produktivität y vor, was auch nach der within-Transformation gegeben ist. Dies spricht grundlegend für das Modell. Ein Ansteigen der Zahl der monopolistischen Firmen führt tendenziell zu einer erhöhten Produktivität.

¹⁰⁴Das Kriterium besagt in diesem Fall, dass mindestens 6% der Angestellten in einer Industrie einen Hochschulabschluss benötigen, damit diese Industrie als monopolistisch gilt.

Tabelle 21: Korrelation der Modellvariablen

Korrelation zentraler Modellvariablen										
	$\ln y$	$\ln N_M$	$\ln H_F$	$\ln s_C$	$\ln s_M$	$\ln Ind.$	DIV_B	DIV_N	$\ln dens$	
$\ln N_M$	0.662	1.000								
$\ln H_F$	0.685	0.953	1.000							
$\ln s_C$	-0.4414	-0.3856	-0.5512	1.000						
$\ln s_M$	0.321	0.294	0.431	-0.9423	1.000					
$\ln Ind.$	0.586	0.935	0.910	-0.3218	0.253	1.000				
DIV_B	0.210	0.526	0.415	0.185	-0.153	0.529	1.000			
DIV_N	0.082	-0.111	-0.124	0.0893	-0.063	-0.052	-0.047	1.000		
$\ln dens$	0.547	0.602	0.636	-0.3009	0.194	0.554	0.371	-0.134	1.000	
N_M^{age}	0.008	-0.068	-0.064	-0.1108	0.192	-0.071	-0.096	0.229	-0.147	
Korrelation der Variablen nach within-Transformation										
$\ln N_M$	0.1809	1.000								
$\ln H_F$	0.029	0.0348	1.000							
$\ln s_C$	-0.1632	-0.0923	-0.3674	1.000						
$\ln s_M$	0.1745	0.1157	0.2011	-0.9289	1.000					
$\ln Ind.$	0.0898	0.1415	0.0263	-0.0245	0.03	1.000				
DIV_B	0.0597	0.1556	-0.2773	0.2285	-0.145	0.0464	1.000			
DIV_N	-0.0143	-0.1077	0.024	0.0198	-0.0178	0.0892	0.0201	1.000		
$\ln dens$	0.1254	0.2898	-0.0261	-0.0533	0.0648	0.092	0.1893	0.004	1.000	
N_M^{age}	-0.0695	-0.3581	-0.0555	0.0514	-0.0505	-0.2751	-0.0615	0.1085	0.0041	

N=1463, Referenzjahr 1995, $s_H = 0.06$

Die Maße der Diversifikation DIV_N und DIV_B unterstützen die genannte Hypothese und die Zuordnung zu den beiden Regressionsgleichungen. Während die Streuung der Firmen stark mit $\ln y$ korreliert, liegt nur eine relativ schwache Korrelation mit der Zahl der Firmen im Monopolektor vor. Das stützt das Argument der Firmenverflechtungen und der daraus resultierenden Externalität im Sinne von Jacobs. Die Korrelation des Diversifikationsmaßes DIV_B ist höher für die Firmengleichung verglichen mit der Produktivitätsgleichung. Zwar ist DIV_B ausschließlich anhand der Beschäftigten im Monopolektor ermittelt worden, allerdings muß dies nicht zwingendermaßen eine schwächere Korrelation mit $\ln y$ bedingen. Interessant ist auch die Spanne von DIV_B , sie liegt im Bereich von 1.117 bis 3.4. Das bedeutet, dass es Regionen gibt, die eine relativ homogene Branchenstruktur und Konzentration aufweisen (1.11), aber auch Regionen, in denen die Beschäftigten weit über die monopolistischen Sektoren streuen (3.4). Ist der geschätzte Parameter signifikant positiv, unterstützt dies wieder die Vermutung Jacobs, dass eine sektorale Streuung begünstigend auf innovative Prozesse wirkt.

Tabelle 22: Deskriptive Statistik der Altersstruktur

	Gesamte Stichprobe				within-Transformation			
	$\ln m_{<30}$	$\ln m_{30/44}$	$\ln m_{45/54}$	$\ln m_{55+}$	$\ln m_{<30}$	$\ln m_{30/44}$	$\ln m_{45/54}$	$\ln m_{55+}$
Mittelwert								
in log	-1.612	-0.828	-1.479	-2.040				
ohne log	0.199	0.437	0.228	0.130				
Std.Abw.	0.106	0.046	0.104	0.156	0.051	0.023	0.045	0.062
Minimum	-1.858	-0.936	-1.777	-2.594	-0.216	-0.107	-0.165	-0.293
Maximum	-1.347	-0.716	-1.277	-1.666	0.177	0.115	0.196	0.264
Korrelationstabelle								
$\ln m_{30/44}$	0.011	1.000			-0.143	1.000		
$\ln m_{45/54}$	-0.823	-0.400	1.000		-0.550	-0.453	1.000	
$\ln m_{55+}$	-0.479	-0.697	0.465	1.000	-0.427	-0.496	0.208	1.000

N=1463, Referenzjahr 1995, $s_H = 0.06$

Eine Zusammenfassung der Altersstruktur der gesamten Beschäftigten des monopolistischen Sektors ist in Tabelle 22 gegeben. Hier wird angenommen, dass die Altersstruktur der gesamten Belegschaft der des Humankapitals gleicht¹⁰⁵. Aufgrund der Datenverfügbarkeit enthält damit jede Kohorte Personen, die keinen Hochschulabschluss aufweisen.

¹⁰⁵Das BHP weist Alterskohorten nicht getrennt nach Berufsgruppen aus.

Die jüngste Kohorte weist einen Anteil von ungefähr 20% der Gesamtbeschäftigten für das Jahr 1995 auf. Geht man davon aus, dass in der Regel ein Hochschulabschluß mit 25 Jahren erworben wird, lässt sich ableiten, dass der Anteil an Nichthochschulabsolventen in der ersten Gruppe verglichen mit den anderen Kohorten relativ hoch ist, und gegebenenfalls ein insignifikantes Ergebnis folgt. Die zweite Kohorte ist mit über 40% sehr stark vertreten. Der Anteil der dritten Kohorte beträgt knapp 23% und der der ältesten Gruppe 13%. Es ist zu vermuten, dass der relative Anteil von Hochschulabsolventen in der vierten Kohorte höher ist als in den anderen Kohorten aufgrund von Arbeitsmarktbedingungen. Die Partizipations- und Beschäftigtenrate liegt für Personen mit Diplomabschluß im Alter durchaus über dem Niveau von Nichtstudierten. So kann es sein, dass die Gruppe der über 55jährigen einen relativ starken Effekt aufweisen¹⁰⁶.

In der Tabelle 23 werden die Anzahl zugeordneter Branchen nach beiden Abgrenzungskonzepten gegenübergestellt. Zusätzlich wird die Zahl der Industrien, die in beiden Abgrenzungen als monopolistisch identifiziert werden, aufgenommen. So sind beispielsweise bei einer Definition des Humankapitalinputs $s_H = 0.07$ 71 der 302 verschiedenen Industrien monopolistisch. Gerade 14 dieser 71 Branchen werden auch als monopolistisch bei der Abgrenzung nach EG_{75} identifiziert, wobei hier 76 Branchen enthalten sind. Dies zeigt, dass die zur Agglomeration tendierenden Industrien nach dem EG -Index nicht als humankapitalintensiv gelten. Dies ist insofern unglücklich, da die Theorie indirekt annimmt, dass wissensintensive Branchen zur Konzentration neigen. Allerdings ist dieses Argument kritisch, da die Rolle von Transportkosten unberücksichtigt bleibt. Auf eine weitere Analyse der Gründe der unterschiedlichen Zuordnungen soll an dieser Stelle verzichtet werden. Die Unterschiede bei der Abgrenzung des monopolistischen Sektors haben ggf. Einfluss auf die Schätzergebnisse.

Wie sich zeigte, ist Wissen eine wesentliche Determinante für (technologischen) Fortschritt sowie Wachstum, aber auch zum Erzeugen von Spillovereffekten und somit Externalitäten. Im Sinne des Modells tragen humankapitalintensive Industrien zum Entstehen einer Externalität nach Marshalls, Arrows und Romers bei. Der EG -Index identifiziert Branchen,

¹⁰⁶Partizipations- und Beschäftigungseffekte wurden bereits im vorangegangenen Teil diskutiert. Daher soll an dieser Stelle darauf verzichtet werden.

Tabelle 23: Vergleich der Abgrenzung nach dem relativen Humankapitalinput und dem EG-Index

Identifizierung der Industrien: s_H vs. EG				
		EG_{50}	EG_{75}	EG_{90}
	Anz. Ind.	151	76	32
$s_H = 0.05$	114	56	27	11
$s_H = 0.06$	89	41	18	8
$s_H = 0.07$	71	32	14	5
$s_H = 0.08$	61	28	12	5
$s_H = 0.09$	51	23	8	4
$s_H = 0.10$	44	20	6	2
Gesamtanzahl der Industrien: 302				

die nicht besonders humankapitalintensiv sind. Daher kann vermutet werden, dass bei der Ellison-Glaeser-Abgrenzung die Externalität eher schwach im Vergleich zur s_H -Definition ausfallen wird.

Die Schätzung des Modells für die strenge Abgrenzung des EG_{90} ist aus statistischer Sicht nicht sinnvoll. Zum einen gibt es Regionen, die keine monopolistischen Firmen aufweisen und folglich aus der Stichprobe herausfallen. Zum anderen ist die Zahl der Firmen nicht mehr normalverteilt, sodass die genannten statistischen Methoden nicht Verwendung finden können.

Aufgrund des theoretischen Modells und dem vermutetem Einfluss des Humankapitals erscheint insgesamt die s_H -Abgrenzung sinnvoller. Daher soll das Hauptaugenmerk darauf gesetzt werden. Nach der Vorstellung der Daten und der Diskussion der Unterschiede zwischen den beiden Abgrenzungskonzepten des Wettbewerbs- und Monopulsektors sollen im folgenden Teil der Arbeit die Regressionsergebnisse vorgestellt werden.

4.2.5 Regressionsergebnisse

Die motivierten Regressionsgleichungen (19) sowie (20) werden nun anhand von 2SLS für Panel-Daten geschätzt. Die verwendeten Daten wurden jahresmittelzentriert, um zeitfixe Effekte abzufangen. Wie bereits argumentiert wurde, soll der Schwerpunkt bei der Analyse auf die s_H -Abgrenzung des monopolistischen Sektors gelegt werden. Für die EG_{75} -Abgrenzung werden die zentralen Ergebnisse in Tabelle 27 am Ende des Kapitels

präsentiert.

Bevor Schätzungen ausgewertet werden, sollen zunächst verschiedene Testverfahren zur Modellselektion diskutiert werden. Da es sich um ein endogenes Gleichungssystem handelt, soll zunächst die Frage geklärt werden, ob gegebenenfalls die einfache Regression genügt und auf 2SLS verzichtet werden kann. Dazu wird der von Davidson und MacKinnon (1993) vorgeschlagene Test verwendet. Dieser indiziert je nach Abgrenzung des monopolistischen Sektors und je nach aufgenommenen Variablen, dass die IV-Schätzung vorzuziehen ist. Unter Verwendung des Hausman-Tests (1978), der von der Konsistenz und gegebenenfalls einer Ineffizienz der IV-Schätzungen verglichen mit einer effizienten, aber inkonsistenten Nicht-IV-Schätzung ausgeht, bestätigt sich, dass der IV-Schätzer vorzuziehen ist. Teilweise wird aber auch der Nicht-IV-Schätzer akzeptiert. Der Argumentation Greenes (2005) folgend, ist ein IV-Schätzer tendenziell vorzuziehen, solange keine Missspezifikation vorliegt. Den Vorschlägen der Tests sowie der ökonometrisch-theoretischen Basis folgend, soll daher die IV-Schätzung vorgezogen werden.

Der Hausman-Test verwirft die Annahme, dass die individuellen Effekte unkorreliert mit dem Störterm sind, sodass das Modell mit fixen Effekten bevorzugt wird. Bei Verwendung des von Schaffer und Stillmann (2006) vorgeschlagenen Tests auf zufällige Effekte bestätigt sich das Ergebnis. Die Tests indizieren, dass die Korrelation der fixen Effekte mit den erklärenden Variablen korreliert und somit das random-effects Modell zu inkonsistenten Schätzern führt.

In beide Schätzgleichungen wurde jeweils der quadrierte Term des Diversifikationsmaßes aufgenommen. Das Maß DIV_N^2 war in allen Schätzungen insignifikant, DIV_N hingegen signifikant. Ein Grund könnte die Gegenwart von Multikollinearität sein. Deshalb erfolgte ein F-Test, der allerdings eine gemeinsame Signifikanz ablehnt. Testet man in der Firmengleichung DIV_B und dessen quadrierten Term, so kann in aller Regel von gemeinsamer Signifikanz ausgegangen werden. Daher werden ausschließlich Ergebnisse ohne DIV_N^2 , aber mit DIV_B^2 präsentiert.

Bei der Interpretation der Parameter ist zu beachten, dass die einzelnen Spalten keine Modellvariation darstellen. Es ändert sich ausschließlich die Zuordnung der einzelnen Industrien zum Wettbewerbssektor beziehungsweise zum monopolistischen Sektor. Die Höhe

und Signifikanz zeigen dann auf, wie relevant die jeweiligen Effekte je nach Abgrenzung sind.

Tabelle 24: Fixe Effekte IV-Schätzungen ohne Altersstruktur

	$s_H = 0.05$	$s_H = 0.06$	$s_H = 0.07$	$s_H = 0.08$	$s_H = 0.09$	$s_H = 0.10$
Produktionsfunktion $\ln y$						
$\ln N_M$	0.1701***	0.1445***	0.1752***	0.1472***	0.1732***	0.2292***
	0.0521	0.0403	0.0544	0.0514	0.0511	0.0462
DIV_N	0.0096	0.0093	-0.0553*	-0.0549*	-0.0557*	-0.0704**
	0.0304	0.03	0.0305	0.0303	0.0301	0.0306
$\ln Ind$	0.1045**	0.0871*	0.0594	0.07	0.0606	0.021
	0.0479	0.048	0.054	0.0542	0.053	0.0532
$\ln s_M$	0.0679***	0.0630***	0.0636***	0.0576***	0.0347***	0.0132
	0.0134	0.0119	0.0116	0.0113	0.0089	0.0084
<i>Konstante</i>	8.9933***	9.3094***	9.5157***	9.6610***	9.5551***	9.4442***
	0.4054	0.3301	0.3094	0.2948	0.295	0.2828
R^2_{within}	0.03	0.05	0.02	0.03	0.03	0.01
$R^2_{overall}$	0.33	0.33	0.30	0.29	0.30	0.31
$R^2_{between}$	0.37	0.36	0.33	0.33	0.34	0.35
$Corr(u_i, xb)$	-0.87	-0.82	-0.86	-0.81	-0.87	-0.92
Firmengleichung $\ln N_M$						
$\ln y$	0.6687***	0.9782***	0.8278***	1.2150***	0.8816***	1.6533***
	0.2072	0.2475	0.192	0.2391	0.2332	0.4264
$\ln H_F$	-0.0098	0.0204	0.0470***	0.0668***	0.0532***	0.0497***
	0.0149	0.0173	0.0135	0.0153	0.0112	0.0144
DIV_B	0.0604	0.4238***	0.1549	0.2263*	0.0518	0.3560***
	0.0776	0.1126	0.1044	0.1316	0.079	0.1092
DIV_B^2	-0.0067	-0.0750***	-0.0287	-0.0418	-0.0082	-0.0894***
	0.0143	0.0221	0.0217	0.03	0.0194	0.0299
$\ln dens$	0.5433***	0.5804***	0.2327**	0.1457	0.4251***	0.2303
	0.1115	0.131	0.106	0.1317	0.1176	0.1764
N_M^{age}	-0.0269***	-0.0316***	-0.0263***	-0.0217***	-0.0201***	-0.0165***
	0.0028	0.0032	0.0025	0.0027	0.0022	0.003
<i>Konstante</i>	1.4308	-2.65	-1.9203	-6.6779**	-2.4403	-11.4817**
	2.3254	2.8061	2.1856	2.758	2.6428	4.8352
R^2_{within}	0.01
$R^2_{overall}$	0.42	0.52	0.69	0.73	0.68	0.66
$R^2_{between}$	0.42	0.52	0.71	0.75	0.68	0.69
$Corr(u_i, xb)$	0.46	0.51	0.75	0.77	0.69	0.69

N=1463, Standardfehler in (), *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

Daten sind jahresmittelwertzentriert, um zeitfixe Effekte herauszurechnen

Die Tabelle 24 beinhaltet die Schätzergebnisse der IV-Schätzungen ohne Berücksichtigung der Altersstruktur bei fixen Effekten für die s_H -Abgrenzung.

Viele der geschätzten Koeffizienten sind signifikant. In der Produktionsfunktion ist das R^2 der within-Variation nahe Null und das gesamte $R^2_{overall}$ moderat hoch. Somit bestätigt

sich, dass vorwiegend die Variation zwischen den Regionen von Bedeutung ist. Die hohe Korrelation zwischen den regionalspezifischen Effekten und dem erklärten Teil festigt das Bild.

Der Effekt der Firmen auf die Produktivität ist hoch signifikant. Das bedeutet, dass statische MAR-Externalitäten vorhanden sind, die durch wissensbasierte Industrien hervorgerufen werden. Das unterstützt soweit die Erkenntnisse in der Literatur und das zugrunde gelegte Modell Baldwins (1999). Bemerkenswert ist, dass bei der *EG*-Abgrenzung (vgl. Tabelle 27) der Effekt von N_M insignifikant ist. Dieses Resultat bestätigt sich auch bei anderen Abgrenzungen nach der *EG*-Klassifikation. Unter Hinzunahme der Ergebnisse des EG-Index kann das Ergebnis zu den Externalitäten gefestigt werden: Wissensbasierte Industrien ermöglichen das Erzeugen einer Externalität. Diese Erkenntnis hat politische Relevanz. Ist die Produktivität in einigen Regionen tendenziell höher aufgrund der vertretenen (wissensintensiven) Branchen, so wird dort vermutlich auch der generelle Wohlstand höher sein und regionale Disparitäten bedingen.

Der Schätzkoeffizient von s_M fällt mit steigender Strenge der Abgrenzung des monopolistischen Sektors. Der Parameter sollte relativ zur verbleibenden Belegschaft in den anderen Sektoren interpretiert werden, da s_C aus dem Modell ausgeschlossen wurde. Allerdings repräsentiert der Schätzer auch den Anteil μ des theoretischen Modells.

Betrachtet man die Urbanisationsmaße so zeigt sich, dass eine Diversifikation der Firmen nachteilig ist im Hinblick auf wissensintensivere Branchen (s_H steigt). Offenbar wirkt sich eine breite Streuung der Firmen über die regionalen Branchen produktivitätssenkend aus. Die in der Region vertretenen Branchen bedingen dann auch keine zusätzlichen Effekte.

Nun soll die Firmengleichung betrachtet werden. Die between-Variation ist bedeutender als die within-Variation. Folglich spielen regionale Unterschiede eine besondere Rolle.

Steigt die Produktivität in der Region, so sind auch mehr Firmen des monopolistischen Sektors vertreten. Insbesondere bei der strengeren Abgrenzung des Sektors gewinnt der Effekt durch $\ln y$ an Einfluss. Somit bestätigt sich, dass die als monopolistisch gekennzeichneten Industrien tatsächlich auch dort sind, wo die Produktivität hoch ist. Der Humankapitalbestand H_F determiniert auch die Zahl der regionalen Betriebsstätten. Hier kann das theoretische Fundament bestätigt werden.

Das Maß der Beschäftigtendiversifikation zeigt die Gegenwart von Jacobs-Externalitäten auf. Der quadratische Term ist negativ. Die vermuteten Wissensspillover treten dann besonders stark auf, wenn die Beschäftigten nicht zu konzentriert in einer Branche oder zu diversifiziert über viele Branchen beschäftigt sind. Somit ist ein gesunder Industriemix förderlich. Eine ähnliche Erkenntnis konnte auch im Kapitel zum deutschen Wirtschaftswachstum abgeleitet werden.

Ein Ansteigen der Siedlungsdichte wirkt sich auch positiv auf den Firmenbestand im monopolistischen Sektor aus. Teilweise sind die positiven Effekte insignifikant für die strenge Abgrenzung (s_H steigt). Um diesen Effekt der Insignifikanz zu klären, muss gezielt in die Branchenklassifikation geschaut werden. Wenn s_H steigt, zeigt sich, dass gewisse Branchen, in denen Urbanisationseffekte vermutet werden wie zum Beispiel die Automobilindustrie, aus der Zurechnung zum monopolistischen Sektor herausfallen.

Das Firmenalter weist einen negativen Schätzkoeffizienten auf. In Regionen, in denen das Durchschnittsalter der Firmen steigt, sind tendenziell weniger Firmen vorhanden. Zum einen kann es daran liegen, dass noch nicht alle ineffizienten Firmen aus dem Markt austraten, zum anderen könnte es auch die Marktmacht der Altsassen repräsentieren, die weitere Markteintritte verhindern. Im Kontext mit der Wissensproduktionsfunktion bedeutet dies, dass Altsassen potentiell niedrigere Kosten haben und sich somit am Markt behaupten. Unklar ist, ob der negative Effekt von N_M^{age} den Untergang veralteter Industrien abbildet. Das Argument gilt allerdings nur dann, wenn die Effekte in allen Regionen gleichermaßen auftreten. Das kann intuitiv ausgeschlossen werden, da die Industriestruktur nicht homogen über die Regionen verteilt ist. Folglich kann das Argument der Altsassen zutreffender für die Interpretation von N_M^{age} sein.

In Tabelle 25 werden die fixed-effects Schätzungen des IV-Ansatzes mit Altersstruktur präsentiert. Das Aufnehmen der Altersstruktur hat die bisherigen Ergebnisse kaum verändert, sodass ausschließlich auf den Effekt der Firmenzahl N_M in der Produktionsfunktion eingegangen werden soll. Im Vergleich zum Modell ohne Altersstruktur werden die geschätzten Koeffizienten nun tendenziell höher. Offenbar erklärt die Altersstruktur zusätzliche bisher nicht modellierte Effekte, die den Humankapitalbestand innerhalb der Region besser beschreiben können. Dazu zählt das Erfahrungswissen einzelner Personengruppen.

Tabelle 25: Fixe Effekte IV-Schätzungen mit Altersstruktur

	$s_H = 0.05$	$s_H = 0.06$	$s_H = 0.07$	$s_H = 0.08$	$s_H = 0.09$	$s_H = 0.10$
Produktionsfunktion $\ln y$						
$\ln N_M$	0.1918*** (0.047)	0.2161*** (0.0346)	0.2041*** (0.0462)	0.1998*** (0.0439)	0.2401*** (0.044)	0.2693*** (0.0408)
DIV_N	0.0132 (0.0303)	0.0241 (0.0301)	-0.0597** (0.0303)	-0.0632** (0.0302)	-0.0655** (0.0303)	-0.0772** (0.0307)
$\ln Ind$	0.0985** (0.0476)	0.0583 (0.0479)	0.0442 (0.0521)	0.0401 (0.0524)	0.0254 (0.0517)	-0.0019 (0.0522)
$\ln s_M$	0.0667*** (0.0134)	0.0576*** (0.012)	0.0621*** (0.0115)	0.0536*** (0.0112)	0.0316*** (0.009)	0.0115 (0.0085)
<i>Konstante</i>	8.8606*** (0.3819)	8.9234*** (0.3139)	9.4206*** (0.2958)	9.5039*** (0.2858)	9.3537*** (0.2874)	9.3391*** (0.2797)
R^2_{within}	0.02	0.02	0.01	0.01	0.01	.
$R^2_{overall}$	0.33	0.33	0.3	0.29	0.31	0.31
$R^2_{between}$	0.37	0.37	0.34	0.33	0.34	0.35
$Corr(u_i, xb)$	-0.9	-0.91	-0.9	-0.89	-0.93	-0.94
Firmengleichung $\ln N_M$						
$\ln y$	0.8136*** (0.2158)	0.8258*** (0.2522)	0.5529*** (0.174)	0.9234*** (0.226)	0.5304** (0.2191)	1.1749*** (0.3351)
$\ln H_F$	0.008 (0.0156)	0.0477*** (0.0173)	0.0645*** (0.0121)	0.0788*** (0.0139)	0.0720*** (0.0105)	0.0675*** (0.0126)
DIV_B	0.0294 (0.0802)	0.3865*** (0.1064)	0.2495*** (0.0902)	0.2897** (0.1125)	0.095 (0.0692)	0.2989*** (0.0885)
DIV_B^2	0.0011 (0.0149)	-0.0663*** (0.0209)	-0.0492*** (0.0187)	-0.0585** (0.0257)	-0.0185 (0.0169)	-0.0735*** (0.0238)
$\ln dens$	0.5277*** (0.1064)	0.4874*** (0.1154)	0.1828** (0.0868)	0.1456 (0.1063)	0.3799*** (0.096)	0.2804** (0.1338)
N_M^{age}	-0.0281*** (0.0029)	-0.0345*** (0.0031)	-0.0260*** (0.0022)	-0.0227*** (0.0024)	-0.0212*** (0.0019)	-0.0181*** (0.0025)
$\ln m_{<30}$	0.0166 (0.0324)	0.0133 (0.0331)	0.1665*** (0.0253)	0.1468*** (0.0271)	0.0909*** (0.0221)	0.0911*** (0.0255)
$\ln m_{45-54}$	-0.1624*** (0.03)	-0.1854*** (0.0346)	0.2099*** (0.0271)	0.2282*** (0.0319)	0.0850*** (0.0239)	0.0828*** (0.0283)
$\ln m_{55+}$	-0.0198 (0.0273)	0.1017*** (0.0341)	0.1144*** (0.0214)	0.0840*** (0.0272)	0.1210*** (0.0202)	0.0904*** (0.0254)
<i>Konstante</i>	-0.4953 (2.4119)	-1.3679 (2.8019)	1.4855 (1.9363)	-2.9433 (2.5403)	1.5859 (2.4301)	-5.854 (3.7793)
R^2_{within}	.	0.11	0.12	.	0.17	.
R^2_{within}	0.5	0.6	0.76	0.78	0.73	0.73
R^2_{within}	0.5	0.61	0.77	0.8	0.74	0.75
$Corr(u_i, xb)$	0.52	0.6	0.81	0.81	0.75	0.76

N=1463, Standardfehler in (), *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01

Daten sind jahresmittelwertzentriert, um zeitfixe Effekte herauszurechnen

Die Interpretation der Effekte geschieht relativ zur zweiten Kohorte der 30-44 jährigen. Deren Effekt wird in $\ln H_F$ abgebildet. Die jüngste Kohorte weist einen positiv signifikanten beziehungsweise insignifikanten Effekt auf. Folglich ist diese Gruppe tendenziell produktiver gegenüber der zweiten Kohorte. Der Koeffizient der Gruppe der 45-54 jährigen ist bei $s_H = 0.05$ beziehungsweise 0.06 signifikant negativ, bei strengeren Abgrenzungen signifikant positiv. Der stärkste Effekt tritt dabei bei $s_H = 0.07$ und 0.08 auf. Die älteste Kohorte scheint ähnlich der jüngsten Kohorte stets einen positiv signifikanten Effekt aufzuweisen.

Im vorangegangenen Kapitel unter Verwendung einer Lucas-Produktionsfunktion konnte für Westdeutschland kein besonders scharfes Bild gezeichnet werden. Unter Berücksichtigung der Panel-Struktur kann folgendes Ergebnis abgeleitet werden: die jüngste und älteste Gruppe weisen tendenziell einen gegenüber der zweiten Gruppe positiven Effekt auf den regionalen Firmen- und Wissensbestand auf, während der Effekt der dritte Kohorte weiter unklar bleibt. Grundsätzlich kann wieder festgestellt werden, dass die zweite Kohorte weniger produktiv ist relativ zu den anderen Gruppen.

Robustheit der Altersstruktur: Als Robustheitskontrolle wurde zusätzlich die erste Kohorte als Referenz gewählt. Es zeigt sich kein wesentlich anderes Muster. Interessant ist, dass die Abweichungen der dritten und vierten Gruppe zur ersten Kohorte bei einer strengeren Abgrenzung von s_H geringfügig sind beziehungsweise insignifikant werden¹⁰⁷. Um eine Verzerrung durch das Auftreten von Multikollinearität auszuschließen, wurde wieder stets nur eine Alterskohorte aufgenommen. Es bestätigt sich das Ergebnis des vorangegangenen Kapitels: Die zweite Kohorte weicht unabhängig von der s_H - Abgrenzung signifikant negativ von den anderen Gruppen ab.

Die erste Kohorte weicht nur bei $s_H = 0.05$ positiv signifikant vom Basiseffekt ab. Ansonsten ist der Effekt insignifikant. Das bedeutet, dass die junge Gruppe im Vergleich zu den anderen Gruppen nicht produktiver ist. Wichtig bei der Interpretation ist aber auch, dass der Effekt nicht negativ signifikant ist. Somit zeigt das Ergebnis, dass die Gruppe nicht weniger produktiv ist, obwohl sie noch kein Erfahrungswissen akkumulieren konnte. Der erlernte aktuelle Wissensstand kann folglich mit dem Erfahrungswissen der älteren Grup-

¹⁰⁷Die Insignifikanz kann aber auch durch das Auftreten von Multikollinearität getrieben werden.

pen durchaus konkurrieren. Bei der dritten Kohorte bestätigt sich der Vorzeichenwechsel. Die geschätzten Koeffizienten bleiben stets signifikant. Der Parameter der älteste Kohorte weicht signifikant positiv vom Basiseffekt ab $s_H = 0.07$ ab.

Die Unterschiede in den Schätzergebnissen lassen sich offenbar durch Unterschiede in der Zusammensetzung der monopolistischen Industrien erklären.

Random-Effekt-Modelle: Obwohl das Modell mit zufälligen Effekten durch die Tests verworfen wurde, soll auf einige Besonderheiten hingewiesen werden. In den random-Effekt Modellen wird die Variation zwischen den Regionen berücksichtigt. Grundsätzlich bestätigen sich dabei die Erkenntnisse der Schätzungen mit fixen Effekten. Unterschiedlich stark fallen die Effekte von $\ln N_M$ sowie $\ln H_F$ aus. Dies ist nicht überraschend, denn beide Variablen sind diejenigen, die für die hohe Korrelation der individuellen Effekte u_i mit dem erklärten Teil sorgen. Der Schätzkoeffizient für N_M liegt bei den zufälligen Effekten um 0.05, was dem Ergebnis des Literaturüberblicks von Cameron (1998) entspricht. Der Effekt von H_F liegt in einer Spanne von ca. 0.17 bis 0.23. Die Ergebnisse der Modelle mit zufälligen Effekten für die s_H - Abgrenzung sind in Tabelle 26 gegeben.

Robustheit der Fixed Effects Modelle: Anstelle der Siedlungsdichte *dens* wurde in der bestehenden Literatur auch die Bevölkerungsdichte *popdens* als Maß zur Identifikation von Wissensspillovern diskutiert. Die zentralen Ergebnisse werden bestätigt. Des weiteren wurde die Verkehrsfläche pro Kopf beziehungsweise als Dichtemaß in die Produktionsfunktion aufgenommen. Durch hohe Korrelationen mit *dens* beziehungsweise *popdens* ermittelten sich unplausible Ergebnisse, insbesondere Vorzeichenwechsel von $\ln y$ in der Firmengleichung.

In der Regression fanden die Anteilswerte der eingesetzten Arbeiter s_C und s_M Verwendung. Als Alternative wurde N_M^{size} vorgeschlagen. Dieses Maßes liefert keine Modellverbesserung. Tendenziell ändern sich die Effekte kaum. Teilweise resultierten unplausible Ergebnisse für $\ln N_M$. Das kann an der erwähnten definitorischen Beziehung und der Endogenität der Variablen liegen. Die Regressionsergebnisse unter Aufnahme von s_C zusätzlich zu s_M liefern keine weitere Erkenntnis. Die Parameter tendieren aufgrund der Kollinearität zur Insignifikanz.

Tabelle 26: Zufällige Effekte IV-Schätzungen mit Altersstruktur

	$s_H = 0.05$	$s_H = 0.06$	$s_H = 0.07$	$s_H = 0.08$	$s_H = 0.09$	$s_H = 0.10$
Produktionsfunktion $\ln y$						
$\ln N_M$	0.0482*** (0.0123)	0.0657*** (0.0121)	0.0493*** (0.0132)	0.0467*** (0.0136)	0.0467*** (0.013)	0.0541*** (0.0132)
DIV_N	0.0403 (0.0251)	0.0402 (0.0254)	0.0131 (0.0252)	0.015 (0.0252)	0.0185 (0.0252)	0.0147 (0.0251)
$\ln Ind$	0.0397 (0.0494)	-0.0158 (0.0491)	0.045 (0.0514)	0.0561 (0.0521)	0.0437 (0.0524)	0.0203 (0.0534)
$\ln s_M$	0.0856*** (0.0123)	0.0651*** (0.0109)	0.0639*** (0.0105)	0.0567*** (0.01)	0.0322*** (0.0081)	0.0185** (0.0075)
<i>Konstante</i>	10.1016*** (0.1972)	10.2838*** (0.1996)	10.1844*** (0.2144)	10.1424*** (0.2159)	10.1754*** (0.2204)	10.2459*** (0.2248)
R^2_{within}	0.04	0.05	0.04	0.04	0.04	0.03
$R^2_{overall}$	0.39	0.35	0.31	0.3	0.31	0.33
$R^2_{between}$	0.44	0.39	0.34	0.33	0.34	0.37
Firmengleichung $\ln N_M$						
$\ln y$	1.1105*** (0.2615)	0.7545*** (0.2616)	0.4376** (0.2062)	0.8951*** (0.2655)	0.5564** (0.2651)	1.2992*** (0.4115)
$\ln H_F$	0.2053*** (0.0159)	0.1722*** (0.0163)	0.2330*** (0.0123)	0.2613*** (0.0136)	0.1972*** (0.0114)	0.2278*** (0.0136)
DIV_B	0.1014 (0.0942)	0.4080*** (0.1098)	0.2323** (0.1043)	0.2341* (0.127)	0.1928** (0.0822)	0.4919*** (0.1045)
DIV_B^2	-0.0003 (0.0176)	-0.0631*** (0.0216)	-0.0346 (0.0217)	-0.0345 (0.029)	-0.0351* (0.0201)	-0.1127*** (0.0282)
$\ln dens$	0.7150*** (0.0757)	0.7455*** (0.0809)	0.6427*** (0.0594)	0.5930*** (0.0636)	0.8173*** (0.0655)	0.7458*** (0.0745)
N_M^{age}	-0.0243*** (0.0035)	-0.0319*** (0.0032)	-0.0233*** (0.0025)	-0.0207*** (0.0028)	-0.0183*** (0.0023)	-0.0151*** (0.003)
$\ln m_{<30}$	0.0547 (0.0398)	0.0415 (0.0342)	0.2121*** (0.0294)	0.2009*** (0.031)	0.1401*** (0.0264)	0.1603*** (0.0304)
$\ln m_{45-54}$	-0.1934*** (0.0372)	-0.2058*** (0.036)	0.1987*** (0.032)	0.2159*** (0.037)	0.0742** (0.0289)	0.0841** (0.0344)
$\ln m_{55+}$	-0.0597* (0.0337)	0.1197*** (0.0359)	0.1320*** (0.0258)	0.1043*** (0.0326)	0.1440*** (0.0249)	0.1192*** (0.0321)
<i>Konstante</i>	-5.1205* (2.8748)	-1.0847 (2.8724)	2.4093 (2.2498)	-2.9761 (2.9198)	1.245 (2.8851)	-7.4516* (4.5125)
R^2_{within}	0.08	0.2	0.19	0.15	0.19	0.13
$R^2_{overall}$	0.76	0.72	0.8	0.82	0.76	0.8
$R^2_{between}$	0.77	0.73	0.8	0.83	0.76	0.81

N=1463, Standardfehler in (), *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01,

Daten sind jahresmittelwertzentriert, um zeitfixe Effekte herauszurechnen

Tabelle 27: IV-Schätzungen mit und ohne Altersstruktur bei der EG-Abgrenzung

	Fixe Effekte		Zufällige Effekte	
	Produktionsfunktion $\ln y$			
$\ln N_M$	-0.0839** (0.0356)	-0.0821*** (0.0281)	0.0553*** (0.0183)	0.0276* (0.0152)
DIV_N	-0.0276 (0.03)	-0.0275 (0.03)	0.0059 (0.0266)	0.0043 (0.026)
$\ln Ind$	0.2141*** (0.0532)	0.2129*** (0.0509)	0.0544 (0.0617)	0.1355** (0.0548)
$\ln s_M$	0.0044 (0.006)	0.0042 (0.0058)	-0.0110** (0.0052)	-0.0083* (0.005)
$Konstante$	10.0478*** (0.2621)	10.0457*** (0.2606)	10.0976*** (0.2593)	9.8105*** (0.2394)
R^2_{within}	.	.	0	0
$R^2_{overall}$	0.13	0.13	0.24	0.26
$R^2_{between}$	0.15	0.15	0.28	0.29
$Corr(u_i, xb)$	-0.74	-0.73		

	Firmengleichung $\ln N_M$			
$\ln y$	0.8132 (0.733)	0.5035 (0.7287)	3.4824*** (1.1986)	2.9850*** (1.1185)
$\ln H_F$	0.0009 (0.0107)	0.0148 (0.0097)	0.0119 (0.0166)	0.0305** (0.0143)
DIV_B	-0.1108** (0.0509)	-0.1554*** (0.0497)	-0.1784** (0.0842)	-0.2259*** (0.078)
DIV_B^2	0.0372** (0.0157)	0.0481*** (0.0154)	0.0684*** (0.0261)	0.0801*** (0.0243)
$\ln dens$	-0.1786 (0.2887)	-0.0281 (0.2787)	0.5172** (0.2434)	0.6005*** (0.2258)
N_M^{age}	-0.0309*** (0.0026)	-0.0315*** (0.0026)	-0.0323*** (0.0043)	-0.0339*** (0.004)
$\ln m_{<30}$		0.1152*** (0.0238)		0.1192*** (0.0373)
$\ln m_{45-54}$		0.0342 (0.037)		-0.0495 (0.0582)
$\ln m_{>55}$		0.1405*** (0.0221)		0.1909*** (0.0339)
$Konstante$	-3.8312 (8.2535)	0.3116 (8.2072)	-30.9354** (13.0855)	-24.9355** (12.2343)
R^2_{within}	0.01	0.12	0.01	0.02
$R^2_{overall}$	0.01	0.10	0.40	0.46
$R^2_{between}$	0.01	0.11	0.42	0.48
$Corr(u_i, xb)$	-0.18	0.23		

N=1463, Standardfehler in (), *p<0.10, **p<0.05, ***p<0.01, Daten sind jahresmittelwertzentriert, um zeitfixe Effekte herauszurechnen

4.2.6 Zusammenfassung

Dieses Kapitel widmete sich der Schätzung eines simultanen Gleichungssystems, wobei neben einer Produktionsfunktion eine Gleichung für die Zahl der regionalen Betriebsstätten geschätzt wurde. Die theoretische Basis für das empirische Modell stammt von Baldwin (1999). Das ermöglicht das Anfertigen einer Studie für Regionen, die sich im Steady-State befinden. Deshalb umfasst das Forschungsfeld Westdeutschland für die Jahre 1995-2005. Das Modell unterscheidet zwei zentrale regionale Sektoren: einen Wettbewerbssektor und einen Sektor, der den Annahmen der monopolistischen Konkurrenz unterliegt. Bei der Zuordnung der einzelnen Industrien werden zwei Konzepte der Identifikation verfolgt. Das eine sieht eine Zuweisung der Industrien anhand von Agglomerationstendenzen unter Verwendung des Ellison-Glaeser-Index vor, während das andere Konzept den durchschnittlichen Humankapitaleinsatz berücksichtigt. Beide Ansätze lassen sich anhand des theoretischen Modells begründen, wobei das zweite Konzept eher modellkonsistent erscheint. Die Unterscheidung beider Konzepte ist sinnvoll, denn es ermöglicht, die besondere Rolle von Hochschulabsolventen bei der Generierung von Externalitäten herauszuarbeiten. Während bei der *EG*-Abgrenzung keine Externalitäten identifiziert werden konnten, lassen sich bei der wissensbasierten Abgrenzung statische MAR-Externalitäten aufdecken.

Die Hinzunahme der Altersstruktur verbesserte das Modell. Es bestätigt sich, dass die zweite Gruppe einen produktivitätssenkenden Effekt aufweist. Die Gruppe der jüngsten und der ältesten tendieren gegenüber der zweiten Gruppe zu einer erhöhten Produktivität. Die dritte Kohorte weist gegenüber der zweiten Gruppe einen produktivitätssteigernden Effekt auf, jedoch erst bei strengeren Abgrenzungen des monopolistischen Sektors. Je nach Abgrenzung kann ein umgekehrt u-förmiger Verlauf des Altersprofils nachgewiesen werden. Die grundlegenden Resultate zu den Modellvariablen ist robust innerhalb der *s_H*-Abgrenzung. Die resultierenden Unterschiede lassen sich mit weiteren Informationen wie der Branchenzugehörigkeit begründen. Die empirische Erkenntnis dieser Studie erlaubt es, der Altersstruktur signifikante Effekte beizumessen.

Im abschließenden Kapitel sollen die in den Studien zu Wirtschaftswachstum und Produktivität gefundenen Ergebnisse zusammengefasst und diskutiert werden.

5 Zusammenfassung

Diese Arbeit befasst sich mit der Identifikation von Altersstruktureffekten auf regionaler Ebene. Dabei stehen Wirtschaftswachstum und Produktivität im Fokus der Untersuchung. Zunächst wird ein Literaturüberblick über Studien gegeben, die sich mit dem Effekt des Alters von Individuen oder Kohorten auf ökonomische Variablen befassen. Es stellt sich heraus, dass neben dem erreichten Qualifikationsniveau aufgrund schulischer Bildung der individuelle Humankapitalbestand durch Erfahrungswissen gesteigert wird. Beim Altern kann es aber auch zur Veralterung von Wissen und zu natürlichem Vergessen kommen, sodass der Bestand an Humankapital auch wieder abnehmen kann. Aus der theoretischen Überlegung, aber auch anhand der empirischen Evidenz, kann von einem umgekehrt u-förmigen Produktivitätsprofil hervorgerufen durch das Alter ausgegangen werden. Das bedeutet, dass es einen Bereich im Erwerbsleben gibt, in dem man relativ produktiver ist. Basierend auf den Gedanken der Humankapitaltheorie wird somit die für die Arbeit grundlegende Hypothese aufgestellt: Steigt der Anteil der potentiell produktivsten Altersgruppe in einer Region an, so kann man eine bessere regionale Performanz erwarten. Folglich unterscheidet sich der regionale Humankapitalbestand neben der absoluten Größe auch in der Zusammensetzung aufgrund der Altersstruktur. Letzteres kann als Approximation des effektiven Humankapitalbestandes gesehen werden.

Um die zentrale Hypothese zu prüfen, werden zwei Ansätze verfolgt. Zunächst werden in Anlehnung an die Arbeit von Mankiw, Romer und Weil (1992) zwei Studien zum Wirtschaftswachstum für europäische und deutsche Regionen angefertigt. Insgesamt kann dabei ein umgekehrt u-förmiger Verlauf, der sich aus theoretischen Überlegungen ableitet, nachgewiesen werden. Somit wird die grundlegende Hypothese dieser Arbeit gestützt. Allerdings ist nicht eindeutig, welche Kohorte letztlich am stärksten wachstumsfördernd ist. Der folgende Abschnitt rückt die Produktivität in den Vordergrund. Unter Verwendung einer Lucas-Produktionsfunktion sowie dem von Baldwin (1999) vorgeschlagenen Modell werden für Deutschland zwei Studien angefertigt. Auch hier leitet sich ein genereller Effekt von der Altersstruktur ab und stützt die zentrale Hypothese. Allerdings kann hier kein umgekehrt u-förmiger Verlauf aufgedeckt werden. Bei der jungen Kohorte ist nur bedingt ein produktivitätsfördernder Effekt erkennbar. Insbesondere zeigt sich ein dominant nega-

tiver Effekt auf die Produktivität der Kohorte der 30-44 jährigen. Die folgende Kohorte der 45-54 jährigen weist Besonderheiten im Hinblick auf die Branchenzugehörigkeit auf. Die älteste Kohorte der Personen über 55 Jahre weist produktivitätssteigernde Effekte auf. Es wurde argumentiert, dass dieser Effekt mit einem verstärktem Selektionsmechanismus auf dem Arbeitsmarkt begründbar ist. In den Wachstumsstudien verbuchte diese Gruppe tendenziell hemmende Effekte.

Die scheinbar unpassenden Resultate des Wirtschaftswachstums und der Produktivität lassen sich wie folgt erklären: Bei den Studien zur Produktivität steht der gegenwärtige Effekt einer Gruppe im Vordergrund. Bei den Studien zum Wachstum wurde die Altersstruktur des Ausgangsjahres zur Erklärung der künftigen Wachstumsrate verwendet. An dieser Stelle liegt die Verknüpfung beider Ansätze.

Junge Personen, die in das Berufsleben einsteigen, weisen zwar den aktuellen Wissensstand auf, können aber noch nicht von Erfahrungswissen profitieren. In den folgenden Jahren werden sie dieses Wissen durch „on the job training“ und „learning by doing“ ansammeln. Dies kostet im gewissen Maße Ressourcen. Auf die gegenwärtige Produktivität kann sich der aktuelle Wissensstand begünstigend auswirken. Allerdings kann dieses Wissen nur bedingt mit dem Erfahrungsschatz älterer Kohorten konkurrieren, sodass es nicht zu Produktivitätssteigerungen gegenüber älterer Gruppen kommt. Durch die Wissensakkumulation in den kommenden Jahren und die damit verbundenen Kosten, aber auch die Familiengründung kann zunächst kein besonderer Effekt auf Wachstum erfolgen.

Die zweite Kohorte hingegen sammelte bereits etwas Erfahrungswissen und kann damit zum (zukünftigen) Wirtschaftswachstum beitragen. Insbesondere wird sie im betrachteten Zeitraum tendenziell produktiver und generiert folglich ein erhöhtes Output in zukünftigen Perioden. Folglich muss die Wachstumsrate tendenziell steigen. Allerdings ist zu bemerken, dass in diesem Lebensabschnitt die Kindererziehung von Bedeutung ist. Die Elternzeit führt zu einer geringeren Partizipation am Arbeitsmarkt und gegebenenfalls zu Teilzeitarbeit. Diese spezielle Charakteristik senkt die gegenwärtige Produktivität dieser Gruppe.

Der dritten Kohorte der 45-54 jährigen wird in der Literatur aber auch in dieser Arbeit eine besonders effektive Kraft beigemessen. Zunächst ist die Partizipationsrate hoch. Des

weiteren kann sie von einem hohen Erfahrungsschatz profitieren. Dies steigert tendenziell die Produktivität gegenüber den anderen Gruppen. Kommt es in den folgenden Jahren nicht zu Einbußen in der Produktivität durch die Alterung und bleibt weiterhin die Partizipation relativ hoch, kann dies wieder zur Generierung zukünftigen Wachstums beitragen. Die älteste Kohorte weist eine spezielle Charakteristik auf. Zum einen finden arbeitsmarktbedingte Selektionsmechanismen statt. Personen, die nicht mehr über benötigte Fähigkeiten verfügen, da das Wissen veraltet oder vergessen ist, werden entweder nicht mehr am Arbeitsmarkt partizipieren oder in Jobs arbeiten, die dem gegenwärtigen Niveau entsprechen. Diese These kann durch die Erkenntnisse des Kapitels 4.1 gestützt werden. Diejenigen, die noch aktiv am Arbeitsmarkt teilnehmen, sind folglich recht produktiv. Das erklärt, warum ein relatives Ansteigen dieser Gruppe die Produktivität steigert. Auf der anderen Seite werden diese Personen in naher Zukunft aus dem Arbeitsmarkt ausscheiden und in den Ruhestand eintreten. Die kurzfristigen Effekte der auf dem Arbeitsmarkt verbleibenden dieser Gruppe können den Effekt durch das Ausscheiden aus dem Arbeitsmarkt nicht kompensieren. Steigt der Anteil an Personen, die bald das Renteneintrittsalter erreichen, tendenziell an, wird in Zukunft der Abhängigenanteil in der Region steigen. Folglich sinkt die Produktion, sodass eine tendenziell niedrigere oder sogar negative Wachstumsrate zu vermuten ist. Folglich ist der Effekt der ältesten Kohorte wachstumssenkend.

Diese Erkenntnisse bedeuten für die einzelne Region, dass je nach altersstruktureller Zusammensetzungen gewisse Handlungsempfehlungen abzuleiten sind. Weist die Region eine relativ junge Bevölkerungsstruktur auf, so werden die Förderung von „Trainee“-Programmen und schnelle Wiedereinstiegschancen nach Erwerbsunterbrechungen in Verbindung mit einem familienfreundlichen regionalen Angebot die Humankapitalakkumulation fördern. Dies steigert die gegenwärtige Produktivität der Beschäftigten und bedingt Wachstum.

Ist der Anteil der älteren Bevölkerung relativ stark vertreten, so ist tendenziell mit Produktivitätsverlusten zu rechnen, da in den kommenden Jahren der Abhängigkeitsanteil in der Bevölkerung steigen wird. Allerdings bietet die Region auch Chancen. Da die durchschnittliche Produktivität und somit der regionale Lohnsatz relativ hoch sind, könnte dies Migration in die Region durch reale Lohndifferenzen bedingen und den zu erwarten-

den Fachkräftemangel bremsen. Aus regionalstrategischen Überlegungen ist es sinnvoll, tendenziell jüngere Personengruppen zur Immigration zu motivieren. Damit erscheint es wieder günstig, Familien zu fördern beziehungsweise ein familienfreundliches Umfeld zu schaffen. Nicht zuletzt sollte dann auch wieder die Weiterbildung der jungen wie alten Erwerbstätigen eine zentrale Rolle einnehmen.

Neben dem Hauptaugenmerk der Altersstruktur wurden weitere Variablen untersucht. So konnten generell Urbanisations- und Lokationseffekte nachgewiesen werden. Insbesondere in der letzten Studie unter Verwendung der theoretischen Basis von Baldwin (1999) konnte Evidenz für MAR-Externalitäten hervorgerufen durch Innovation und Humankapital aufgezeigt werden. Unter Verwendung einer Produktionsfunktion in Anlehnung an Lucas (1988) lässt sich ein signifikanter Effekt des durchschnittlichen regionalen Humankapitalbestandes auf die Produktivität identifizieren.

Zusammenfassend kann festgehalten werden, dass das Humankapital in Verbindung mit der Altersstruktur eine zentrale Determinante regionaler Produktivität und des regionalen Wachstums ist. Zentrale Effekte der Humankapitaltheorie im Hinblick auf die altersstrukturelle Zusammensetzung können auch auf regionale Ebene übertragen werden und sind signifikant.

Literaturverzeichnis

1. Acemoglu, D., Aghion, P., Zilibotti, F. (2002), Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth, *NBER Working Paper* No. 9066.
2. Acemoglu, D., J.D. Angrist (2000): How large are human-capital externalities? Evidence from compulsory schooling laws, *NBER Macroeconomics Annuals*, MIT Press, Cambridge Mass., 9-59.
3. Achatz, J., H. Gartner, T. Glück (2004): Nonus oder Bias? Mechanismen geschlechtsspezifischer Entlohnung, *IAB Discussion Papers*, 2, 1-43.
4. Acs, Z., C. Armington (2003): The geographic concentration of new firm formation and human capital: Evidence from the cities, Working Paper No. CES 03-05, *Center for Economic Studies*, Washington, D.C.
5. Acs, Z. J., D. B. Audretsch, P. Braunerhjelm and B. Carlsson (2006): Growth and Entrepreneurship: An Empirical Assessment. CEPR Discussion Paper No. 5409.
6. Acs, Z., A. Varga (2005): Entrepreneurship, Agglomeration and Technological Change, *Small Business Economics*, 24, 323-334.
7. Aghion, P., P. Howitt (1998): *Endogenous Growth Theory*, MIT-Press, Cambridge Mass.
8. Ai, C., S.P. Cassou (1993): The cumulative benefit of government capital investment, Manuscript (SUNY, Stony Brook, NY).
9. Alecke, B., G. Untied (2008): Die räumliche Konzentration von Industrie und Dienstleistungen: Neue empirische Evidenz mit dem Ellison-Glaeser-Index, *Jahrbuch für Regionalwissenschaften*, 28, 61-92.
10. Ammermüller, A., D. Dohmen (2004): Private und soziale Erträge von Bildungsinvestitionen, *FiBS-Forum* Nr. 21, Köln.
11. Anselin, L. (1988): *Spatial Econometrics: Methods and Models*, Kluwer Academic Publishers, Dordrecht, Boston, London.
12. Anselin, L., F.J.G.M. Florax (1995): Small sample properties of tests for spatial dependence in regression models: some further results. Erschienen in: Anselin, L., F.J.G.M. (ed.): *New Directions in Spatial Econometrics*, Springer, Berlin, 21-74.
13. Anselin, L., R. Moreno (2003): Properties of tests for spatial error components, *Regional Science and Urban Economics*, 33, 595-618.
14. Armington, C., Z. Acs (2002): The Determinants of Regional Variation in New Firm Formation, *Regional Studies*, 36 (1), 33-45.
15. Aschauer, D.A. (1989): Is public expenditure productive?, *Journal of Monetary Economics* 23, 177-200.
16. Audretsch, D.B., M.P. Feldman (2004): Knowledge Spillovers and the Geography of Innovation, *Handbook of Regional and Urban Economics*, 4, 2713-2739.
17. Audretsch, D.B., M. Fritsch (1999): The Industry Component of Regional New Firm Formation Processes, *Review of Industrial Organization*, 15, 239-252.
18. Audretsch, D.B., M. Fritsch (2002): Growth Regimes over Time and Space, *Regional Studies*, 36 (2), 113-124.
19. Audretsch, D.B., M. Keilbach (2007): The localisation of entrepreneurship capital: Evidence from Germany, *Papers in Regional Science*, 86 (3), 351-365.
20. Audretsch, D.B., M. Keilbach, E. Lehmann (2006): *Entrepreneurship and economic growth*, Oxford University Press, New York.
21. Audretsch, D.B., R. Thurik (2000): Capitalism and democracy in the 21st Century: from the managed to the entrepreneurial economy, *Journal of Evolutionary Econo-*

- mics*, 10, 17-34.
22. Azariadis, C., A. Drazen (1990): Threshold externalities in economic development, *Quarterly Journal of Economics*, 105, 501-526.
 23. Baldwin, J.R., D. Beckstead, W.M. Brown, D.L. Rigby (2008): Agglomeration and the Geography of Localization Economies in Canada, *Regional Studies*, 42, 117-132.
 24. Baldwin, R.E. (1999): Agglomeration and endogenous capital, *European Economic Review* 43, 263-280.
 25. Baldwin, R.E., P. Martin, G. Ottaviano (2001): Global income divergence, trade and industrialization: the geography of growth take-off, *Journal of Economic Growth*, 6, 5-37.
 26. Balestra, P., J. Varadharajan-Krishnakumar (1987): Full-information estimations of a system of simultaneous equations with error component structure, *Econometric Theory*, 3, 223-246.
 27. Baltagi, B.H. (2005): *Econometric analysis of panel data*, Wiley College, Chichester.
 28. Baltagi, B.H., Q. Li (1990): A Lagrange multiplier test for the error components model with incomplete panels, *Econometric Reviews*, 9, 103-107.
 29. Barrell, R., D.W. te Velde (2000): Catching-up of East German Labour Productivity in the 1990s, *German Economic Review*, 1, 271-297.
 30. Barro, R. (1990): Government spending in a simple model of endogenous growth, *Journal of Political Economy*, 98, S103-S125.
 31. Barro, R. (1991): Economic growth in a cross section of countries, *Quarterly Journal of Economics*, 106, 407-444.
 32. Barro, R. (1997): *Determinants of Economic Growth: A Cross-County Empirical Study*, The MIT Press, Cambridge / London.
 33. Barro, R. (2001): Human capital and growth, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 91, 12-17.
 34. Barro, R., J.-W. Lee (1993): International comparisons of educational attainment, *Journal of Monetary Economics*, 32 (3), 363-394.
 35. Barro, R., J.-W. Lee (1994): Sources of Economic Growth, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46.
 36. Barro, R., X. Sala-I-Martin (1995): *Economic Growth*, McGraw-Hill, New York.
 37. Becker, G.S. (1962): Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis, *Journal of Political Economy*, 70 9-49.
 38. Becker, G.S. (1964): Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with special reference to education, New York: National Bureau of Economic Research, Columbia University Press.
 39. Becker, G.S. (1993): *Human Capital - A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education*, The National Bureau of Economic Research, Chicago London.
 40. Becker, G., K. Murphy, R. Tamura (1990): Human capital, fertility, and economic growth, *Journal of Political Economy*, 98, 12-37.
 41. Belzil, C. (2007): The return to schooling in structural dynamic models: a survey, *European Economic Review*, 51, 1059-1105.
 42. Benhabib, J., M. Spiegel (1994): The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data, *Journal of Monetary Economics*, 34, 143-173.
 43. Ben-Porath, Y. (1967): The Production of Human Capital and the Life Cycle of Earnings, *The Journal of Political Economy*, 75 (4-1), 352-365.

44. Berk, R.A. (1990): A primer on robust regression, in: J. Fox, J.S. Long: *Modern Methods of Data Analysis*, Newbury Park, Sage, 292-324.
45. Bhatta, S.D., J. Lobo (2000): Human capital and per capita product: A comparison of US states, *Papers in Regional Science* 79, 293-411.
46. Bils, M., P.J. Klenow (2000): Does schooling cause growth?, *American Economic Review*, 90, 1160-1183.
47. Blomström, M., R.E. Lipsey, M. Zejan (1992): What explain developing Country Growth?, *NBER Working Paper Series*, No. 4132.
48. Boeri, T., U. Cramer (1991): Betriebliche Wachstumsprozesse: Eine statistische Analyse mit der Beschäftigtenstatistik 1977-1987, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 1/1991, 70-80.
49. Bönte, W., O. Falck, S. Heblich (2007): Demography and Innovative Entrepreneurship, *Jena Economic Research Papers*, 2007-084.
50. Bohl, M.T. (1998): Konvergenz westdeutscher Regionen? Neue empirische Ergebnisse auf der Basis von Panel-Einheitswurzeltests, *Konjunkturpolitik*, 44, 82-99.
51. Bosca, J.E., F.J. Escriba, M. J. Murgui (2002): The Effect of Public Infrastructure on the Private Productive Sector of Spanish Regions, *Journal of Regional Science*, 42 (2), 301-326.
52. Breuninger, M., A. Niebuhr (2008): Agglomeration, Spatial Interaction and Convergence in the EU, *Schmollers Jahrbuch*, 128, 329-349.
53. Brixy, U. (1999): Die Rolle von Betriebsgründungen für die Arbeitsplatzdynamik - Eine räumliche Analyse für Ostdeutschland 1991-1996, *Beiträge zur Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, Bd. 230, Institut für Arbeitsmarkt- und Berufsforschung der Bundesanstalt für Arbeit, Nürnberg.
54. Brixy, U., R. Grotz (2006): Regional Patterns and Determinants of New Firm Formation and Survival in Western Germany, *IAB Discussion Paper*, Nr. 5/2006.
55. Brixy, U., M. Niese (2004): Analyse von Standorteinflüssen auf das Gründungsgeschehen, in Fritsch, M., R. Grotz (ed.): *Empirische Analysen zum Gründungsgeschehen in Deutschland*, Physica-Verlag Heidelberg, 111-121.
56. Bröcker, J. (2003): Regionale Wirkungen der Europäischen Währungsunion, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 23 (1), 3-22.
57. Brüderl, J., C. Bühler, R. Ziegler (1993): Beschäftigungswirkung neugegründeter Betriebe, *Mitteilungen aus der arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 4/1993, 521-528.
58. Brunow, S., G. Hirte (2006): Age structure and regional economic growth, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft* 26, 3-23.
59. Brunow, S., G. Hirte (2009): Regional Age Structure and Economic Growth: An Econometric Study for German Regions, *Dresden Discussion Papers in Economics*, 4/09, 1-32.
60. Brunow, S., G. Hirte (im Erscheinen): The Age Pattern of Human Capital and Regional Productivity: A Spatial Econometric Study on German Regions, *Papers in Regional Science*, im Erscheinen.
61. Calderon, C., L. Servén (2004): The Effects of Infrastructure Development on Growth and Income Distribution, *World Bank Policy Research Working Paper* No. 3400.
62. Cameron, G. (1998): Innovation and Growth: a survey of empirical evidence, *mimeo*.
63. Canning, D., P. Pedroni (2008): Infrastructure, Long-run Economic Growth and Causality Tests for Cointegrated Panels, *The Manchester School*, 76, 504-527.
64. Carlino, R.A., R. Voith (1992): Accounting for differences in aggregate state differences, *Regional Science and Urban Economics*, 22, 597-617.

65. Carree, M.A. (2002): Does Unemployment Affect the Number of Establishments? A Regional Analysis for US States, *Regional Studies*, 36 (4), 389-398.
66. Caselli, F., G. Esquivel, F. Lefort (1996): Reopening the Convergence Debate: A New Look at Cross-Country Growth Empirics, *Journal of Economic Growth* 1, 363-389.
67. Cass, D. (1965): Optimum Growth in an Aggregative Model of Capital Accumulation, *Review of Economic Studies*, 32, 233-240.
68. Castineira B. R., L.C. Nunes (2000): The contribution to publicly provided health to growth and productivity, *Estudos Economicos* 30 (2), 191-206.
69. Chatterjee, S., B. Price (1991): *Regression analysis by example*, J. Wiley & Sons Inc., New York, 2. Auflage.
70. Chies, L. (1994): *Das Migrationsproblem der Europäischen Gemeinschaft - Theorie und empirische Analyse der Bestimmungsfaktoren und Folgen internationaler Arbeitskräftewanderung*, Europäische Hochschulschriften, Reihe 5, Volks- und Betriebswirtschaft, Band 1581 Erlangen - Nürnberg.
71. Ciccone, A., G. Peri (2002): Agglomeration effects in Europe , *European Economic Review* 46, 213-227.
72. Ciccone, A., G. Peri (2006): Identifying human-capital externalities. Theory with applications, *Review of Economic Studies* 73, 381-412.
73. Cliff, A., J.K. Ord (1981): *Spatial Processes: Models and Applications*, Pion, London.
74. Combes, P.-P., T. Magnac, J.-M. Robin (2004): The dynamics of local employment in France, *Journal of Urban Economics* 56, 217-243.
75. Conrad, K., H. Seitz (1994): The Economic Benefits of Public Infrastructure, *Applied Economics*, 26 (4), 303-311.
76. Cribfield, J.B. (1989): A structural empirical analysis of metropolitan labour demand, *Journal of Regional Science* 29, 347-371.
77. Cribfield, J.B. (1990): Manufacturing supply_ A long run, metropolitan view, *Regional Science and Urban Economics* 20, 327-349.
78. Cribfield, J.B., J.F. Giertz, S. Mehta.(1995): Economic Growth in the American States: The End of Convergence?, *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 35 (Special 1995), 551-577.
79. Cribfield, J.B., M.P.H. Panggabean (1995a): Is public infrastructure productive? A metropolean perspective using new capital stock estimates, *Regional Science and Urban Economics* 25, 607-630.
80. Cribfield, J.B., M.P.H. Panggabean (1995b): Growth and Convergence in U.S. Cities, *Journal of Urban Economics*, 38, 138-165.
81. Dalmazzo, A., G. de Blasio (2007): Social returns to education in Italian labour markets, *Annals of Regional Science*, 41, 51-69.
82. Davidson, R., J. MacKinnon (1993): *Estimation and Inference in Econometrics*, Oxford University Press, New York.
83. De la Fuente, A., R. Donenech (2006): Human capital in growth regressions: How much difference does data quality make?, *Journal of the European Economic Association*, 4 (1), 1-36.
84. DiGiacinto, V., G. Nuzzo (2006): Explaining labour productivity differentials across Italian regions: the role of socio-economic structure and factor endowments, *Papers in Regional Science*, 85, 299-320.
85. Duncan, J., S. Hoffmann(1981): Overeducation, undereducation, and the theory of career mobility, *Applied Economics*, 36, 803-816.
86. Easterly, W., S. Rebelo (1993): Fiscal policy and economic growth: An empirical

- investigation, *Journal of Monetary Economics*, 32, 417-458.
87. Eberts, R.W., D.P. McMillen (1999): Agglomeration economics and urban public infrastructure, in *Handbook of Regional and Urban Economics* 3, Ch. 38.
 88. Eckey, H.F. (2001): Der wirtschaftliche Entwicklungsstand in den Regionen des vereinigten Deutschlands, *Discussion Paper no. 20/01*, Universität Kassel.
 89. Eckey, H.F., R. Kosfeld, M. Türc (2007): Regionale Entwicklung mit und ohne räumliche Spillover-Effekte, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 27, 23-42.
 90. Elhorst, J.P. (2003): The mystery of regional unemployment differentials: a survey of theoretical and empirical explanations, *Journal of Economic Surveys* 17, 709-748.
 91. Ellison, G., E.L. Glaeser (1997): Geographic Concentration in U.S. Manufacturing Industries: A Dartboard Approach, *Journal of Political Economy*, 105 (5), 889-927.
 92. Engen, E., J. Skinner (1993): Fiscal policy and economic growth, Manuscript (University of Virginia, Charlottesville, VA).
 93. Ezcurra, R., C. Gil, P. Pascual, M. Rapun (2004): Public Capital, Regional Productivity and Spatial Spillovers, *The Annals of Regional Science*, 39 (3), 471-494.
 94. Fair, R.C., K.M. Dominguez (1991): Effects of changing U.S. age distribution on macroeconomic equations, *American Economic Review* 81, 1276-1294.
 95. Feltenstein, A., J. HA (1995): The Role of Infrastructure in Mexican Economic Reform, *The World Bank Economic Review*, 9 (2), 287-304.
 96. Feyrer, J. (2007): Demographics and productivity, *Journal of Economics and Statistics*, 89, 100-109.
 97. Fitzenberger, B., A. Osikominu, R. Völter (2005): Imputation rules to improve the education variable in the IAB employment subsample, *ZEW Discussion Paper No. 5-10, FDZ-Methodenreport No. 3/2005*.
 98. Florax, R.J.G.M., H. Folmer, S.J. Rey (2003): Specification searches in spatial econometrics: the relevance of Hendry's methodology. *Regional Science and Urban Economics*, 33, 557-579.
 99. Ford, R., P. Poret (1991): Infrastructure and Private-Sector Productivity, *Economic Studies*, 17.
 100. Frenkel, M., H.-R. Hemmer (1999): *Grundlagen der Wachstumstheorie*, Vahlen Verlag, München.
 101. Fritsch, M. (1996): Turbulence and Growth in West Germany: A Comparison of Evidence by Regions and Industries, *Review of Industrial Organization*, 11, 231-251.
 102. Fritsch, M. (2004): Wachstumsbedingungen innovativer Unternehmen - Was die Politik tun kann und vielleicht auch tun sollte, in Pleschak, F. (ed.): *Wachstum durch Innovationen*, Gabler Verlag, Wiesbaden.
 103. Fritsch, M. (2004a): Entrepreneurship, entry and performance of new business compared in two growth regimes: East and West Germany, *Journal of Evolutionary Economics*, 14, 525-542.
 104. Fritsch, M. (2005): Technologietransfer durch Unternehmensgründungen - Was man tun und realistisch erwarten kann, in Fritsch / Koschatzky (ed.), *Den Wandel gestalten - Perspektiven des Technologietransfers im deutschen Innovationssystem*, 21-33, Fraunhofer IRB Verlag, Stuttgart.
 105. Fritsch, M., U. Brix, O. Falck (2006): The Effect of Industry, Region, and Time on New Business Survival - A Multidimensional Analysis, *Review of Industrial Organization*, 28, 285-306.
 106. Fritsch, M., G. Franke (2004): Innovation, regional knowledge spillovers and R&D cooperation, *Research Policy*, 33, 245-255.

107. Fritsch, M., P. Mueller (2004): Effects of New Business Formation on Regional Development over Time, *Regional Studies*, 38 (8), 961-975.
108. Fritsch, M., A. Weyh (2006): How Large are the Direct Employment Effects of New Businesses? An Empirical Investigation for West Germany, *Small Business Economics*, 27, 245-260.
109. Fujita, M. P. Krugman, A.J. Venables (1999): *The Spatial Economy. Cities, Regions and International Trade*, MIT Press, Cambridge, Mass.
110. Funke, M., H. Strulik (1999): Regional Growth in West Germany: Convergence or Divergence?, *Economic Modelling*, 16, 489-502.
111. Funke, M., H. Strulik (2000): Growth and convergence in a Two-Region Model of Unified Germany, *German Economic Review*, 1, 363-384.
112. Garcia-Mila, T., T.J. McGuire, R.H. Porter (1993): The effect of public capital in state-level production functions reconsidered, *IGPA Working Paper* 24, University of Illinois.
113. Gemmel, N. (1996): Evaluation of the Impacts of Human Capital Stock and Accumulation on Economic Growth: Some New Evidence, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 58 (1), 9-28.
114. Glaeser, E.L., H. D. Kallal, J.A. Scheinkman, A. Shleifer (1992): Growth in Cities, *Journal of Political Economy* 100 (6), 1126-1152.
115. Glomm, G., B. Ravikumar (1997): Productive Government Expenditures and Long-Run Growth, *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21 (1), 183-204.
116. Göggel, K., J. Gräß, F. Pfeiffer (2006): Selbständigkeit in Europa 1991-2003: Empirische Evidenz mit Länderdaten, *ZEW Discussion Paper*, Nr. 06/015, Mannheim.
117. Görzig, B., M. Gornig, R. Pohl (2007): Spezialisierung und Unternehmenserfolg im verarbeitenden Gewerbe Deutschlands, *Vierteljahrshefte zur Wirtschaftsforschung*, 76 (3), 43-58.
118. Goodall, C. (1983): M-estimators of location: An outline of the theory, in D.C. Hoaglin, F. Mosteller, J.W. Tukey: *Understanding Robust and Exploratory Data Analysis*, New York, Wiley.
119. Greene, W.H. (2005): *Econometric Analysis*, 5. Auflage, Prentice Hall, Pearson Education International.
120. Griliches, Z., F. Lichtenberg (1984): R&D and Productivity Growth at the Industry Level: Is There Still a Relationship?, in Griliches, Z. ed. *R&D, Patents and Productivity*, Chicago: University of Chicago Press.
121. Griliches, Z., (1990): Patent Statistics as Economic Indicators: A Survey, *Journal of Economic Literature*, 28, 1661-1707.
122. Groot, W., H.M. van der Brink (2007): Overeducation in the labour market, In: Hartog, J., H.M. van der Brink (eds): *Human Capital. Advances in Theory and Evidence*. Cambridge University Press, Cambridge Mass., 101-112.
123. Grossman, G.M., E.Helpman (1991): Trade, knowledge spillover and growth, *European Economic Review*, 35, 517-526.
124. Grossman, G.M., E.Helpman (1995): *Innovation and Growth in the Global Economy*.
125. Haltiwanger, J.C., J.I. Lane, J.R. Spletzer (1999): Productivity differences across employers: the roles of employer size, age, and human capital, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 89, 94-98.
126. Harchaoui, T.M., F. Tarkhani (2003): Public capital and its contribution to the productivity performance of the Canadian business sector, *Economic analysis research paper series*, Statistics Canada No.11F0027, No.017.

127. Hartog, J., H.M. van den Brink (2007): *Human Capital: Advances in Theory and Evidence*, Cambridge University Press.
128. Hausman, J.A. (1978): Specification tests in econometrics, *Econometrica*, 46, 1251-1271.
129. Hebler, M. (2002): *Arbeitsmarkteffekte der EU-Osterweiterung*, Dunker und Hum-bolt, Berlin.
130. Heckman, J.J., L.J. Lochner, P.E. Todd (2003): Fifty Years of Mincer Earnings Re-gressions, *NBER Working Paper No. 9732*.
131. Heinrich, G., V. Hildebrand (2001): *Public and Private Returns to Education in the European Union . An appraisal*, Europäische Investitionsbank, Luxemburg.
132. Hellerstein, J.K., D. Neumark (1995): Are earnings profiles steeper than productivity profiles? Evidence from Israeli firm-level data, *Journal of Human Ressources*, 30, 89-112.
133. Hellerstein, J.K., D. Neumark (2004): Production function and wage equation esti-mation with heterogenous labour: evidence from a new matched employer-employee data set. *NBER Working Paper*, 10325.
134. Hellerstein, J.K., D. Neumark, K.R. Troske (1999): Wages, productivity and workers characteristics: evidence from plant-level production functions and wage equations, *Journal of labour Economics*, 17, 409-446.
135. Henderson V., A. Kuncoro, M. Turner (1995): Industrial Development in Cities, *Journal of Political Economy*, 103 (5) 1067-1090.
136. Henderson V. (2003): Marshall's scale economies, *Journal of Urban Economics*, 53, 1-28.
137. Hinz, T., R. Ziegler (1999): Gründungsmotive und Unternehmenserfolg, *Mitteilungen aus der Arbeitsmarkt- und Berufsforschung*, 4/1999, 423-433.
138. Hofmann, A. (2001): Humankapital als Standortfaktor - volkswirtschaftliche Be-trachtungsweisen, Sharker Verlag, Aachen.
139. Holtz-Eakin, D. (1991): Public-sector capital and the productivity puzzle, Draft Manuscript, *Syracuse University* July.
140. Hulten, C.R. (1996): Infrastructure Capital and Economic Growth: How Well You Use It May Be More Important Than How Much You Have, *NBER Working Paper Series*, w5847.
141. Ilmakunnas, P., M. Maliranta (2005): Technology, Labour Characteristics and Wage-Productivity Gaps. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 67, 623-645.
142. Jacobs, J. (1969): *The Economy of Cities*, Random House, New York.
143. Johnes, G. (1993): *The Economics of Education*, MacMillan, London.
144. Judge, G.G., W.E. Griffiths, R. C. Hill, H. Lütkepohl, T.-C. Lee (1985): *The Theory and Practice of Econometrics*, J. Wiley and Sons Inc., New York, 2. Auflage.
145. Koenker, R., K. Hallock (2001): Quantile Regression: An Introduction, *Journal of Economic Perspectives*, 15, 143-156.
146. Koopman, T. C., (1965): On the Concept of Optimal Economic Growth, in: *The Econometric Approach to Development Planning* (1966), North-Holland Publ. Co. and Rand-McNally, a reissue of Pontificiae Academiae Scientiarum Scripta Varia, 28, 225-300.
147. Kosfeld , R., H.-F. Eckey, C. Dreger (2006): Regional Convergence in Unified Ger-many: A Spatial Econometric Perspective, *Regional Studies*, 40, 755-760.
148. Kotlikoff L.J, J. Gokhale (1992): Estimating a firm's age-productivity profile. Using the present value of workers' earnings, *Quarterly Journal of Economics*, 107, 1215-

- 1242.
149. Krueger, A., M. Lindahl (2001): Education for growth: why and for whom?, *Journal of Economic Literature*, 39, 1101-1136.
150. Krugman, P. (1991): Increasing returns and economic geography, *Journal of Political Economy*, 99, 483-499.
151. Krugman, P., A.J. Venables (1995): Globalization and the inequality of nations, *Quarterly Journal of Economics*, 60, 857-880.
152. Lazear, E.P. (1998): *Personnel Economics for Managers*, John Wiley, New York.
153. Lazear, E.P., R.L. Moore (1984): Incentives, Productivity, and Labor Contracts, *The Quarterly Journal of Economics*, 99 (2), 275-296.
154. Lee, S.Y., R. Florida, Z. Acs (2004): Creativity and Entrepreneurship: A Regional Analysis of New Firm Formation, *Regional Studies*, 38 (8), 879-891.
155. Levine, R., D. Renelt (1992): A Sensitivity Analysis of Cross-Country Growth Regressions, *American Economic Review*, 82 (4), 942-963.
156. Lindh, T., B. Malmberg (1999): Age structure effects and growth in the OECD, 1950-1990, *Journal of Population Economics* 12, 431-449.
157. Lucas, R.E. (1988): On the Mechanics of Economic Development, *Journal of Monetary Economics* 22, 3-42.
158. Lucas, R.E. (2001): Externalities and Cities, *Review of Economic Dynamics* 4, 245-274.
159. Mankiw, N.G., D. Romer, D. N. Weil (1992): A Contribution to the Empirics of Economic Growth, *The Quarterly Journal of Economics*, 407-437.
160. Martin, P., T. Mayer, F. Mayneris (2008): Spatial concentration and firm-level productivity in France, CERP Discussion Paper No. DP6858.
161. Martin, P., G. Ottaviano (1999): Growing locations: industry location in a model of endogenous growth, *European Economic Review*, 43, 281-302.
162. Maussner, A., R. Klump (1996): *Wachstumstheorie*, Springer, Berlin, Heidelberg.
163. Milbourne, R., G. Otto, G. Voss (2003): Public investment and economic growth, *Applied Economics*, 35, 527-540.
164. Mincer, J. (1974): *Schooling, Experience and Earnings*, New York: National Bureau of Economic Research.
165. Moomaw, R. (1983): Spatial productivity variations in manufacturing: a critical survey of cross-sectional analysis, *International Regional Science Review*, 8, 1-11.
166. Moretti, E. (2004a): Human Capital Externalities in Cities, in *Handbook of Regional and Urban Economics* 4, Ch. 51.
167. Moretti, E. (2004b): Estimating the social return to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data, *Journal of Econometrics*, 121, 175-212.
168. Nelson, R., E. Phelps (1966): Investment in humans, technological diffusion, and economic growth, *American Economic Review, Papers and Proceedings*, 61, 69-75.
169. Niebuhr, A. (2001): Convergence and the Effects of Spatial Interaction, *Jahrbuch für Regionalwissenschaft*, 21, 113-133.
170. Ottaviano, G.I.P., T. Tabuchi, J.-F. Thisse (2002): Agglomeration and trade revisited, *International Economic Review*, 43, 409-436.
171. Persson, J. (1999): Demographics and per capita income dynamics. A convergence study on demographics, human capital, and per capita income for the US States, *Working Paper 156*, Trade Union Institute for Economic Research.
172. Pflüger, M. (2004): A simple, analytically solvable, Chamberlinian agglomeration

- model, *Regional Science and Urban Economics*, 34 (5), 565-573.
173. Pritchett, L. (2008): Does learning to add up add up? The returns to schooling in aggregate data. In: E. Hanushek, F. Welch (eds), *Handbook of Education Economics*, North-Holland, Amsterdam.
 174. Ramsey, F. (1928): A Mathematical Theory of Saving, *Economic Journal*, 38, 543-559.
 175. Rauch, J. (1993): Productivity gains from geographic concentration of human capital: evidence from the cities, *Journal of Economic Geography*, 2, 407-432.
 176. Reynolds, P.D. (1997): Who Starts New Firms? - Preliminary Explorations of Firms-in-Gestation, *Small Business Economics*, 9 (5), 449-462.
 177. Reynolds, P.D., B. Miller, W.R. Maki (1995): Explaining Regional Variation in Business Births and Deaths: U.S. 1976-88, *Small Business Economics*, 7 (5), 389-407.
 178. Rigby, D., J. Essletzbichler (2002): Agglomeration and productivity differences in US cities, *Journal of Economic Geography*, 2, 407-432.
 179. Romer, P. (1990). Endogenous Technological Change, *Journal of Political Economy*, 98, 71-102.
 180. Rosenthal, S.S., W.C. Strange (2004): Evidence on the Nature and Sources of Agglomeration Economies, in *Handbook of Regional and Urban Economics* 4, Ch. 49.
 181. Rousseeuw, P.J., A.M. Leroy (2003): *Robust Regression and Outlier Detection*, New York, Wiley.
 182. Sanchez-Robles, B. (1998): Infrastructure Investment and Growth: Some Empirical Evidence, *Contemporary Economic Policy*, 16, 98-108.
 183. Santarelli, E., M. Vivarelli (2007): Entrepreneurship and the Process of Firms' Entry, Survival and Growth, *Industrial and Corporate Change*, 16 (3), 455-488.
 184. Sarel, M. (1995): Demographic dynamics and the empirics of economic growth, *IMF Staff Papers*, 42, 398-410.
 185. Schätzl, L. (2000): *Wirtschaftsgeographie II, Empirie*, Schöningh, Paderborn.
 186. Schaffer, M.E., S. Stillman (2006): *xtoverid: Stata module to calculate tests of over-identifying restrictions after xtreg, xtivreg, xtivreg2 and xthtaylor*, <http://ideas.repec.org/c/boc/bocode/s456779.html>
 187. Schalk, H.J., G. Untiedt (1996): Technologie im neoklassischen Wachstumsmodell: Effekte auf Wachstum und Konvergenz, Empirische Befunde für die Arbeitsmarkregionen der Bundesrepublik Deutschland 1978-1989, *Jahrbücher für Nationalökonomie und Statistik*, 215, 562-583.
 188. Schultz, T.W. (1962): Reflections on Investment in Man, in *Journal of Political Economy* 70 (5), 1-8.
 189. Seitz, H. (1993): A Dual Economic Analysis of the Benefits of the Public Road Net-work, *The Annals of Regional Science*, 27 (3), 223-239.
 190. Seitz, H. (1995a): The Productivity and Supply of Urban Infrastructures, *The Annals of Regional Science*, 29 (2), 121-141.
 191. Seitz, H. (1995b): Konvergenz: Theoretische Aspekte und empirische Befunde für Westdeutschland, *Konjunkturpolitik*, 41, 25-49.
 192. Siebert, H. (1993): *Migration: a challenge for Europe*, Symposium des Instituts für Weltwirtschaft an der Universität Kiel, Tübingen.
 193. Skirbekk, V. (2004): Age and Individual Productivity: A Literature Survey, In: Feichtinger G. (ed.): *Vienna Yearbook of Population Research*, Austria Academy of Sciences Press, Vienna: Verlag der Österreichischen Akademie der Wissenschaften, 133-153.

-
194. Solow, R.M. (1956): A Contribution to the Theory of Economic Growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, 65-94.
 195. Sternberg, R., U. Brixy, C. Hundt (2007): *Global Entrepreneurship Monitor, Unternehmensgründungen im weltweiten Vergleich, Länderbericht Deutschland 2006*, Hannover, Nürnberg.
 196. Sternberg, R., U. Brixy, J.-F. Schlapfner (2006): *Global Entrepreneurship Monitor, Unternehmensgründungen im weltweiten Vergleich, Länderbericht Deutschland 2005*, Hannover, Nürnberg.
 197. Storey, D.J. (1991): The Birth of New Firms - Does Unemployment Matter? A Review of the Evidence, *Small Business Economics*, 3 (3), 167-178.
 198. Strotmann, H. (2002): Determinanten des Überlebens von Neugründungen in der baden-württembergischen Industrie - Eine empirische Survivalanalyse mit amtlichen Betriebsdaten, *IAW-Diskussionspapiere*, 6.
 199. Sutaria, V., D.A. Hicks (2002): The Determinants of New Firm Formation Dynamics, *ERSA Conference Papers*.
 200. Sveikauskus, L.A. (1976): The productivity of cities, *Quarterly Journal of Economics*, 89, 392-413.
 201. van Oort, F.G. (2007): Spatial and sectoral composition effects of agglomeration economies in the Netherlands, *Papers in Regional Science*, 86, 5-30.
 202. Welch, F. (1979): Effects of cohort size on earnings: the baby boom babies' financial boost, *Journal of Political Economy* 87, 5-21.
 203. Yamarik, S. (2000): The effect of public infrastructure on private production during 1977-96. Department of Economics, *The University of Akron*, mimeo

A Herleitung der Wachstumsgleichung im erweiterten Solow-Modell

Bestimmung der Steady-State Werte Das beschriebene Gleichungssystem (2), (3) und (4) konvergiert zu einem Punkt (Steady-State), in dem langfristig die Produktion, der physische Kapitalstock und der Humankapitalbestand einen festen Wert annehmen. Die folgenden Ausführungen orientieren sich an den Herleitungen in Barro und Sala-I-Martin (1995), Maussner und Klump (1996) sowie Lindh und Malmberg (1999). Langfristig sind \dot{k} und \dot{h} gleich Null gemäß der Definition des Steady-States. Es lassen sich nun die langfristigen Werte für den Kapital- und Humankapitaleinsatz pro Kopf berechnen. Aus (4) folgt h^* in Abhängigkeit von Parametern sowie der Produktionsmenge

$$h^* = \frac{s_h y}{n + \delta}. \quad (21)$$

Durch Einsetzen von (21) in (2) erhält man

$$y^{1-\beta} = A k^\alpha M^{1-\alpha} \left[\frac{s_h}{n + \delta} \right]^\beta [p(1-u)]^{1-\alpha-\beta}. \quad (22)$$

Ferner kann man die dynamische Gleichung des Kapitalstocks (3) nach y lösen

$$y = \frac{(n + \delta) k^*}{s_k}$$

und in (22) substituieren. Es folgt der langfristige Wert für den Kapitalstock pro Kopf k^*

$$k^* = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} M^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left[\frac{s_k^{1-\beta} s_h^\beta}{n + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)]. \quad (23)$$

Eine analoge Herleitung ergibt sich für das Humankapital. Es folgt h^*

$$h^* = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} M^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} \left[\frac{s_k^\alpha s_h^{1-\alpha}}{n + \delta} \right]^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)]. \quad (24)$$

Durch Einsetzen von (23) und (24) in (2) ergibt sich der Steady-State Wert für die pro-Kopf Produktion y^*

$$y^* = A^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}} M^{\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}} s_k^{\frac{\alpha}{1-\alpha-\beta}} s_h^{\frac{\beta}{1-\alpha-\beta}} \left(\frac{1}{n + \delta} \right)^{\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)]. \quad (25)$$

Unter der Annahme der identischen Sparquoten für die Kapitalarten folgt die Gleichung für den Steady-State (vgl. Brunow und Hirte 2006)

$$y^* = A^{\left(\frac{1}{1-\alpha-\beta}\right)} M^{\left(\frac{1-\alpha}{1-\alpha-\beta}\right)} \left[\frac{s}{n+\delta} \right]^{\frac{\alpha+\beta}{1-\alpha-\beta}} [p(1-u)].$$

Eine weitere alternative Form stellen MRW (1992) vor. Dazu wird h^* nach s_h umgeformt und in (25) eingesetzt. Es folgt

$$y^* = (h^*)^{\frac{\beta}{1-\alpha}} A^{\frac{1}{1-\alpha}} M s_k^{\frac{\alpha}{1-\alpha}} (n+\delta)^{-\frac{\alpha}{1-\alpha}} [p(1-u)]^{\frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha}}. \quad (26)$$

Diese Schätzgleichung beinhaltet neben der Kapitalsparquote den Bestand an Humankapital.

Geht man nun davon aus, dass man sich in der Umgebung des langfristigen Gleichgewichts befindet, wird es zu einer Anpassung des Kapital- und Humankapitalstocks und somit zu Wachstums- oder Schrumpfungsprozessen kommen. Aus (2) lässt sich die Wachstumsrate von y herleiten. Vorausgesetzt, M sowie die Partizipations- und Erwerbstätigenrate sind exogen und konstant, gilt

$$g_y \equiv \frac{dy}{y} = \alpha \frac{dk}{k} + \beta \frac{dh}{h}$$

Die Wirtschaftswachstumsrate setzt sich aus den Wachstumsraten der Kapitalstöcke zusammen. Im folgenden Teil soll diese Wachstumsrate linear approximiert werden.

Bestimmung der Wachstumsrate in der Nähe des Steady-States Gleichung (25) erlaubt Aussagen über den Steady-State zu treffen. Tatsächlich beobachtet man regionale Wachstumsprozesse. Es ist folglich anzunehmen, dass sich die Regionen nicht im langfristigen Gleichgewicht, aber in der Umgebung befinden. Die Abweichung des gegenwärtigen Wertes y vom langfristigen Gleichgewicht y^* lautet

$$\ln y - \ln y^*.$$

Unter Verwendung der dynamischen Anpassungsgleichungen für die Kapitalarten (3) sowie (4) kann man in der Umgebung des Steady-States eine lineare Approximation in der Nähe

des Steady-States durchführen

$$\begin{aligned}\frac{\dot{k}}{k} &= \frac{s y}{k} - (n + \delta) = \frac{s A k^\alpha M^{1-\alpha} h^\beta [p(1-u)]^{1-\alpha-\beta}}{k} - (n + \delta) \\ &\simeq (\alpha - 1) \frac{s y}{k} \frac{(k - k^*)}{k^*} + \beta \frac{s y}{k} \frac{(h - h^*)}{h^*}\end{aligned}$$

Da im Steady-State $\dot{k}/k = 0$ gilt, folgt $(s y)/k = (n + \delta)$, und somit

$$\frac{\dot{k}}{k} \simeq (\alpha - 1) (n + \delta) \frac{(k - k^*)}{k^*} + \beta (n + \delta) \frac{(h - h^*)}{h^*}$$

und wegen $\ln\left(\frac{z}{z^*}\right) \simeq \frac{z - z^*}{z^*}$ sowie $\frac{d \ln(z/z^*)}{dt} = \frac{\dot{z}}{z}$, gilt

$$\frac{d \ln(k/k^*)}{dt} \simeq - (1 - \alpha) (n + \delta) \ln\left(\frac{k}{k^*}\right) + \beta (n + \delta) \ln\left(\frac{h}{h^*}\right).$$

Eine analoge Herleitung ergibt sich für die Bewegungsgleichung des Humankapitalstocks.

Es ist

$$\frac{d \ln(h/h^*)}{dt} \simeq \alpha (n + \delta) \ln\left(\frac{k}{k^*}\right) - (1 - \beta) (n + \delta) \ln\left(\frac{h}{h^*}\right).$$

Aus

$$\begin{aligned}\frac{dy}{y} &= \alpha \frac{dk}{k} + \beta \frac{dh}{h} \\ \frac{d \ln(y/y^*)}{dt} &= \alpha \frac{d \ln(k/k^*)}{dt} + \beta \frac{d \ln(h/h^*)}{dt}\end{aligned}$$

folgt die Wachstumsrate in der Umgebung des Steady-States,

$$\frac{d \ln(y/y^*)}{dt} \equiv g = - (1 - \alpha - \beta) (n + \delta) \left[\alpha \ln\left(\frac{k}{k^*}\right) + \beta \ln\left(\frac{h}{h^*}\right) \right]$$

Die Substitution von $\ln(y/y^*) = \alpha \ln(k/k^*) + \beta \ln(h/h^*)$ führt zu

$$\frac{d \ln(y/y^*)}{dt} \equiv g = (1 - \alpha - \beta) (n + \delta) (-\ln y + \ln y^*).$$

Somit bestimmt sich die Wachstumsrate aus Parametern sowie der Abweichung des gegenwärtigen y und des langfristigen Steady-State Wertes. Substituiert man nun eine der alternativen Gleichungen, die den Steady-State Produktionswert y^* beschreiben, folgt die Gleichung der Wachstumsrate.